Arbeitsstudien an Schwachholzerntemaschinen zur Entwicklung von digitalen stochastischen Modellen.

Wolf Guglhör

1981

Arbeitsstudien an Schwachholzerntemaschinen zur Entwicklung von digitalen stochastischen Modellen.

Dissertation
zur Erlangung des Doktorgrades
der Forstwissenschaftlichen Fakultät
der Ludwig-Maximilians-Universität
München

vorgelegt von
Wolf Guglhör

München 1981

UNIV.
LEIDEN
BIBL.

1. Berichterstatter: Prof. Dr. H. Löffler
2. Berichterstatter: Prof. Dr. F. Franz
3. Berichterstatter: Prof. Dr. H. Huss

Tag der mündlichen Prüfung: 22. 6. 1981

Vorwort

Die vorliegende Arbeit entstand während meiner Tätigkeit seit 1973 am Lehrstuhl für Forstliche Arbeitswissenschaft und Verfahrenstechnik der Universität München, vormals Institut der Forstlichen Forschungsanstalt München. Sie enthält Überlegungen zur Aufnahme- und Auswertungsmethodik, die sich im Zuge von Arbeitsstudien an verschiedenen Schwachholzerntemaschinen ergaben; das Datenmaterial entstammt Versuchen mit dem "Timberjack RW 30" Rohschaft-Vollernter aus dem Jahr 1974.

Professor Dr. H. Löffler stellte mir frühzeitig die Aufgabe, die Anwendbarkeit der Simulation zu prüfen, ermöglichte Kontakte zu mit Simulationstechniken befaßten Forschungseinrichtungen des In- und Auslandes und förderte die Arbeiten in jeder Weise.

Die Deutsche Forschungsgemeinschaft ermöglichte durch eine Reisebeihilfe einen dreimonatigen Aufenthalt in den USA.

Forstoberinspektor Plettenberg trug mit seinen Erfahrungen zur Entwicklung der Aufnahmemethodik bei, war bei der Auswertung behilflich und programmierte die Rechen- und Zeichenarbeiten an der Großrechenanlage des Bayerischen Staatsministeriums für Ernährung, Landwirtschaft und Forsten bis 1976. Die späteren Auswertungen erfolgten an der Tischrechenanlage des Lehrstuhles.

Die Oberforstdirektion Regensburg und das Forstamt Landshut stellten die Versuchsbestände bereit und unterstützten die Außenaufnahmen.

Allen, die auf diese Weise zu der Arbeit beigetragen haben, insbesondere auch den derzeitigen und früheren Angehörigen des Instituts, die mich durch Mitarbeit und Rat unterstützt haben, möchte ich herzlich danken.

München, im Dezember 1980

Wolf Guglhör

Digitized by the Internet Archive
in 2026

https://archive.org/details/IA41547022_0028

Gliederung

Arbeitsstudien an Holzerntemaschinen zur Entwicklung eines digitalen stochastischen Modells.

		Seite
	Vorwort	III
	Inhaltsverzeichnis	IV
	Verzeichnis der Abbildungen	VI
	Verzeichnis der Tabellen	VII
1.	Einleitung und Zielsetzung	1
2.	Das Datenmaterial: Arbeitsstudien an der Schwachholzerntemaschine Timberjack RW 30	7
2.1	Multifunktionale Holzerntemaschinen aus der Sicht des Arbeitsstudiums	7
2.2	Der RW 30 und das Arbeitsverfahren	8
2.3	Zur "konventionellen" Methodik von Arbeitsstudien an multifunktionalen Holzerntemaschinen	8
2.4	Die Aufnahmemethodik bei den Arbeitsstudien am RW 30	16
2.4.1	Das modifizierte Multimomentverfahren	16
2.4.2	Durchführung der Studien	21
2.4.3	Multimomentfehler und Klassenmittelfehler	24
2.5	Die wichtigsten Ergebnisse der Studien	34
2.5.1	Gliederung der Einsatzzeiten nach Ablaufarten	34
2.5.2	Arbeitsmengen	35
2.5.3	Bezugsgrößen	36
2.5.4	Struktur und Korrelationen der Ablaufabschnitte	40
3.	Systembegriff und Modelle in Anwendung auf Holzernteverfahren	48
3.1	Der Systembegriff	48
3.2	Modelle für Holzernteverfahren	54
3.3	Simulation von Holzernteverfahren, eine Literaturübersicht	60

Seite

3.3.1 Die Arbeiten von Newnham und die schwedischen Simulationsmodelle 60
3.3.2 Deutschsprachige Arbeiten über Simulation bei der Holzernte 68
3.3.3 Weitere Beispiele für die Simulation bei der Holzernte 69
3.3.4 Zusammenfassung zur Literaturübersicht 76

4. Entwurf eines digitalen stochastischen Modells für das Schwachholzernteverfahren mit dem Timberjack RW 30 78
4.1 Zielsetzung und Restriktionen bei der Modellbildung 78
4.2 Verteilungstypen 81
4.2.1 Normalverteilung und logarithmische Normalverteilung 83
4.2.2 Der Poisson-Prozeß 86
4.2.3 Weitere für stochastische Holzernte-Modelle in Betracht kommende Verteilungen 89
4.2.4 Zusammengesetzte Verteilungen 91
4.2.5 Generieren und Prüfen von Verteilungen 92
4.3 Grundlagen für ein Modell des Vollernters Timberjack RW 30 94
4.3.1 Übersicht, ausgeschlossene Elemente 94
4.3.2 Das passive Element Baum 99
4.3.3 Die zyklisch auftretenden aktiven Elemente 105
4.3.4 Die nicht zyklischen Elemente der Hauptnutzung 121
4.3.5 Störungsbedingte Unterbrechungen 131
4.3.6 Weitere Elemente des Modells 142
4.4 Anwendung des Modellentwurfs 146

5. Zur Anwendung der Simulation auf Probleme der Schwachholzernte 150

6. Zusammenfassung 157

Literaturverzeichnis 160
Verzeichnis der Anlagen 176

Verzeichnis der Abbildungen

Abb. 1, S. 9: Timberjack-Rohschaft-Vollernter

Abb. 2, S. 10: Timberjack-Rohschaft-Vollernter

Abb. 3, S. 20: Beispiel für das modifizierte Multimomentverfahren

Abb. 4, S. 38: Erntelänge in Abhängigkeit vom BHD

Abb. 5, S. 39: Zopfdurchmesser in Abhängigkeit vom BHD

Abb. 6, S. 45: Endastungsdauer in Abhängigkeit von der entasteten Stammlänge

Abb. 7, S. 50: Arbeitssystem in Anhalt an REFA

Abb. 8, S. 55: Typen von Modellen nach NIEMEYER (1979)

Abb. 9, S. 56: Maßstabsmodell auf der Interforst 1974

Abb. 10, S. 57: Symbolisches Modell eines Arbeitssystems

Abb. 11, S. 62: Einfluß von Schwenkgeschwindigkeit des Krans und Fahrgeschwindigkeit auf den Zeitbedarf einer Holzerntemaschine (nach NEWNHAM, 1967)

Abb. 12, S. 66: Livab G 1 Durchforstungs-Vollernter

Abb. 13, S. 95: Modell-Übersicht

Abb. 14, S. 100: BHD-Verteilung

Abb. 15, S. 106: Verteilung des Zeitbedarfs für Positionieren

Abb. 16, S. 110: Zeitbedarf für den Fällschnitt beim Bofors-Fäller

Abb. 17, S. 111: Zeitbedarf für den Fällschnitt beim RW 30

Abb. 18, S. 113: Verteilung des Zeitbedarfs für Einlegen

Abb. 19, S. 116: Verteilung des Zeitbedarfs für Asten

Abb. 20, S. 118: Verteilung des Zeitbedarfs für Abrollen

Abb. 21, S. 123: Verteilung des Zeitbedarfs für Fahren zum nächsten Baum

Abb. 22, S. 125: Verteilung des Zeitbedarfs für den Rücklauf des Entastungsschlittens

Abb. 23, S. 128: Verteilung des Zeitbedarfs für Beseitigen von unverwertbaren Bäumchen

Abb. 24, S. 154: Modell des Schwachholzmarktes

Verzeichnis der Tabellen

Tabelle 1, S. 12: Arbeitsstudien an Holzernte-Maschinen durch das PULP and PAPER Institute of Canada

Tabelle 2, S. 29: Multimomentfehler

Tabelle 3, S. 37: Bezugsmaße nach Teilpopulationen

Tabelle 4, S. 37: Korrelationskoeffizienten des BHD

Tabelle 5, S. 40: Struktur und Hauptnutzung

Tabelle 6, S. 41: Auszug aus der Korrelationsmatrix

Tabelle 7, S. 43: Ergebnisse der Regressionsanalyse

Tabelle 8, S. 100: Häufigkeiten des BHD

Tabelle 9, S. 104: Höhe, Erntelänge, Zopf und Volumen abhängig vom BHD

Tabelle 10, S. 108: Positionieren: für Normalverteilung berechnete und beobachtete Häufigkeiten

Tabelle 11, S. 114: Einlegen: für Normalverteilung berechnete und beobachtete Häufigkeiten

Tabelle 12, S. 119: Abrollen: für Normalverteilung berechnete und beobachtete Häufigkeiten

Tabelle 13, S. 124: Häufigkeiten des Zeitbedarfs für Fahren

Tabelle 14, S. 126: Häufigkeiten des Zeitbedarfs für Asterrücklauf

Tabelle 15, S. 127: Häufigkeiten des Zeitbedarfs für das Beseitigen unverwertbarer Bäumchen

Tabelle 16, S. 129: Häufigkeiten des Zeitbedarfs für Lastfahrt

Tabelle 17, S. 129: Häufigkeiten des Zeitbedarfs für Poltern

Tabelle 18, S. 132: Häufigkeiten der Dauer "Störung beim Positionieren"

Tabelle 19, S. 133: Häufigkeiten der Dauer "Störung beim Fällschnitt"

Tabelle 20, S. 133: Häufigkeiten der Dauer "Störung beim Einlegen"

Tabelle 21, S. 134: Häufigkeiten der Dauer "Störung beim Entasten"

Tabelle 22, S. 134: Häufigkeiten der Dauer "Störung beim Abzopfen"

Tabelle 23, S. 135: Häufigkeiten der Dauer "Störung beim Abrollen"

Tabelle 24, S. 137: Summenhäufigkeit für störungsbedingtes Unterbrechen beim Positionieren

Tabelle 25, S. 137: Summenhäufigkeit für störungsbedingtes Unterbrechen beim Fällschnitt

Tabelle 26, S. 139: Summenhäufigkeit für störungsbedingtes Unterbrechen beim Abzopfen

Tabelle 27, S. 140: Summenhäufigkeit für störungsbedingtes Unterbrechen beim Fahren

Tabelle 28, S. 140: Summenhäufigkeit für störungsbedingtes Unterbrechen beim Beseitigen von unverwertbaren Bäumchen

Tabelle 29, S. 141: Summenhäufigkeit für störungsbedingtes Unterbrechen beim Poltern

Tabelle 30, S. 142: Summenhäufigkeit für Allgemeine Störung

Tabelle 31, S. 143: Häufigkeiten der Dauer "Freimachen des Entastungskopfes"

Tabelle 32, S. 143: Summenhäufigkeit für Freimachen

Tabelle 33, S. 144: Häufigkeiten der Dauer "Sachlich bedingte Verteilzeiten"

Tabelle 34, S. 144: Summenhäufigkeit für sachlich bedingte Verteilzeiten

Tabelle 35, S. 145: Häufigkeiten der Dauer "Persönlich bedingte Verteilzeiten"

Tabelle 36, S. 145: Summenhäufigkeit für persönlich bedingte Verteilzeiten

1. Einleitung und Zielsetzung

Lorenz WAPPES schrieb 1913 in einer Besprechung des Buches "Wissenschaftliche Betriebsführung" von F. W. TAYLOR: "Wenn man die Gestaltung der Waldarbeit einem Experiment unterwerfen kann, beginnt damit eine neue Epoche der Forstbetriebswirtschaft." In den Jahrzehnten nach dem Ersten Weltkrieg bis in die 50er Jahre, unterbrochen durch den Zweiten Weltkrieg, ist es H. H. HILF und seinen Schülern weitgehend gelungen, wissenschaftliche Grundlagen für Gestaltung und Untersuchung der Waldarbeit zu schaffen, vielfach früher als in anderen Wirtschaftszweigen. Einige Voraussetzungen dafür waren: Die Arbeitsverfahren blieben jahrzehntelang konstant, die Arbeitsleistungen stiegen allmählich und kontinuierlich an, ein und dieselbe Person war in der Lage, wissenschaftliche Arbeitsstudien und Arbeitsgestaltung durchzuführen und die Praxis der Waldarbeit zu überblicken. Überdies zeichnet sich ein gewisser Schwerpunkt der Arbeiten in den vergleichsweise homogenen Wäldern der norddeutschen Ebenen ab.

Durch Rationalisierungsmaßnahmen, wie die Einführung der Motorsäge, den Rückgang der Handentrindung, ist die Waldarbeit in eine stürmische Entwicklung eingetreten; in jedem der beiden zurückliegenden Jahrzehnte hat sich die Produktivität in der Holzernte verdoppelt. Noch viel sprunghafter verlief die Entwicklung in dem Teilbereich der Waldarbeit, der mit Schwachholzernte oder Bestandspflege umschrieben werden kann.

Aus verschiedenen Gründen wurden gerade in diesem Bereich eine Vielzahl von Holzerntemaschinen und von ganzen Arbeitsketten erprobt:

- Die meisten Entwicklungen aus der borealen Nadelwaldzone Skandinaviens und Nordamerikas können hier weitgehend unverändert eingesetzt werden, während in Altdurchforstung und Endnutzung die Stärke der Stämme dies nicht zuläßt.

- In der Schwachholzernte treten geringere Kräfte und Dimensionen auf, daher ist die Konstruktion von Maschinen einfacher und die Entwicklung weniger kostspielig.

- Wegen der sogenannten Preiskostenschere - mit fallendem Durchmesser sinken die Holzpreise und steigen die Erntekosten - ist der Rationalisierungsdruck besonders groß.

- Da überwiegend Industrieholz anfällt, können die Anforderungen an die Aufarbeitungsqualität, z. B. Genauigkeit der Längenaushaltung oder Entastungsqualität, häufig geringer sein.

Obgleich seit rund 10 Jahren dementsprechend zahlreiche Experimente der mechanisierten Schwachholzernte unternommen wurden, ist bislang ein Durchbruch ausgeblieben. Es gelang nicht, im Brusthöhendurchmesserbereich zwischen 10 und 14 cm, bei dem spätestens aus waldbaulichen Gründen die erste Durchforstung stattfinden muß, in größerem Umfang die Kostendekkung zu erreichen. Es gelang auch nicht, die konventionelle Handarbeit zu übertreffen, sei es in den Erntekosten oder sei es bei der Arbeitsqualität, der Pfleglichkeit oder bei den ergonomischen Bedingungen für den arbeitenden Menschen. Dazu kommt, daß die Möglichkeit bzw. die Fähigkeit verloren gegangen ist, die Arbeit im Sinne eines Arbeitsbestverfahrens zu entstören und zu gestalten, wie das HILF und seine Schüler angestrebt hatten. Vielfach steht nur ein "Vorführfahrer" für einige Tage oder Wochen zur Verfügung, der die Maschine kaum selber kennt. In anderen Fällen wird mit der Maschine auch der Maschinenführer aus dem Ausland importiert,

vielleicht mit langer Erfahrung in anderen Waldgebieten, aber ohne Verständnis für die lokale waldbauliche Situation; womöglich können Versuchsleiter und Maschinenführer sich nicht einmal verständigen.

Somit sind "Experimente" im Sinne der Naturwissenschaften nur mehr sehr bedingt möglich. Dennoch wurde natürlich versucht, die Produktivität der neuen Arbeitsverfahren zu untersuchen, also Arbeitsstudien durchzuführen. Dabei hat sich wiederholt gezeigt, daß diese ihren Zweck, nämlich Vorgabezeiten und andere Entscheidungshilfen für die Betriebsführung bereitzustellen, nicht ganz erfüllen konnten. So gerieten die Methoden des Arbeitsstudiums in Mißkredit; zusammen mit dem Mißtrauen, das den großräumigen Tarifen, z. B. dem Holzerntetarif 1970, mehr und mehr entgegengebracht wurde, verlor die Arbeitswissenschaft viel von dem Terrain, das sie seit dem Beginn der Arbeiten von H. H. HILF in den 20er Jahren gewonnen hatte.

Im Zuge von zahlreichen Arbeitsstudien bei der Schwachholzernte, die der Verfasser seit 1973 am Lehrstuhl für Forstliche Arbeitswissenschaft und Verfahrenstechnik der Universität München durchführte, wurde dieser Umstand immer wieder festgestellt. Verbesserungen auf dem Gebiet der Meßtechnik wurden laufend vorgenommen, mit dem Ziel, die Genauigkeit und den Umfang der Daten im Rahmen der üblicherweise zur Verfügung stehenden Zeit- und Geldmittel zu erhöhen, um die Streuungen zu verringern und die Aussagekraft zu vergrößern. Voll befriedigende Lösungen wurden damit bislang nicht erzielt; daher wurde versucht, auch bei der Auswertung und Interpretation bessere Erklärungsmöglichkeiten zu finden.

Seit den Arbeiten von AUER, SOOM und ZEHNDER (1951) an der Schweizerischen Anstalt für das Forstliche Versuchswesen mit Beratung durch A. LINDER darf die Regressionsanalyse als wichtigstes Auswertungsverfahren und als grundlegendes Erklärungsmodell für das Forstliche Arbeitsstudium gelten.

Im deutschsprachigen Raum wurde die Anwendung unter Beachtung der Regeln der mathematischen Statistik vor allem von STEINLIN (1955), HÄBERLE (1961a,1967), LANDSCHÜTZ (1968) und zuletzt von JACKE (1980) fortentwickelt. Dennoch muß man auch heute noch feststellen, daß

- die Akzeptanz der Regressionsmodelle, wie der biometrischen Methoden ganz allgemein, durch die forstliche Praxis (Arbeitslehrer und Betriebsleiter) und selbst durch die angewandte Forschung minimal ist,

- der Methodenstreit unter wenigen Spezialisten fortdauert.

Die geringe Akzeptanz äußert sich z. B. darin, daß Fachzeitschriften sich in der Regel sträuben, statistische Kennwerte abzudrucken, oder in der ausschließlichen Anwendung von Vorgabezeit-Tabellen, aus denen weder die Repräsentanz noch die Reststreuung ersichtlich wird. Problematisch erscheint insbesondere, daß die meisten Praktiker die aus Regressionen abgeleiteten Tabellen wie funktionale Beziehungen anwenden, während es sich um stochastische Zusammenhänge mit vielfach beträchtlicher Reststreuung handelt.

Beim Methodenstreit wirkt sich negativ aus, daß es sich um eine sehr kleine Gruppe von Spezialisten handelt, wobei heute kaum mehr eine Einzelperson sowohl über die erforderlichen mathematischen Kenntnisse als auch über die wünschenswerte Erfahrung in der Waldarbeit und in den Methoden des Arbeitsstudiums verfügt. So kann es vorkommen, daß die abschließende Klärung einer umstrittenen Frage ausbleibt, oder es werden allgemein als gesichert geltende Erkenntnisse nach Jahren plötzlich in Frage gestellt. So wiederlegte HRADETZKY 1978 mathematisch das Verfahren, nach dem LANDSCHÜTZ 1969 die dem Augenschein nach plausible und von v. STACKELBERG (1968) durch Filmauf-

nahmen belegte Hypothese zu beweisen versucht hatte, daß zwischen einzelnen Ablaufabschnitten der Waldarbeit Wechselbeziehungen bestehen und das sog. "Baukastenprinzip" nicht zulässig sei. NIEMANN stellte 1976 nicht nur das bislang anerkannte Verfahren der "deduktiven Ermittlung von Richtzeiten" nach HÄBERLE (1967) in Frage, sondern auch die Grundlagen dafür nach A. LINDER.

Modelle, über deren richtige Anwendung die Experten streiten und welche die "Praktiker" nicht verstehen, erfüllen aber einen wesentlichen Zweck nicht, nämlich komplizierte Tatbestände vereinfacht darzustellen und zu erklären. Daher wird in der vorliegenden Arbeit versucht, zusätzlich andere Modelle zur Erklärung der Waldarbeit und zur Interpretation von Meßergebnissen heranzuziehen.

Als Beispiel dient die Schwachholzernte mit einer modernen Holzerntemaschine. Ziel ist nicht die Ableitung von Entlohnungsgrundlagen, sondern von Kalkulationshilfen zur Entscheidungsfindung bei betrieblichen Maßnahmen. Ein geeignetes Instrumentarium gerade für Entscheidungen im Bereich der Bestandespflege und Schwachholzernte scheint nämlich nach wie vor erforderlich:

- Die waldbauliche Situation mit hohen Pflegerückständen in der 1. und 2. Altersklasse (ABETZ, 1976; Deutscher Forstwirtschaftsrat, 1979) macht Nachholmaßnahmen erforderlich; zumindest sollten künftig keine Rückstände mehr entstehen. Mit manuellen und motormanuellen Verfahren alleine wird das nicht zu realisieren sein (GUGLHÖR, 1978a).

- Im Privat- und Kommunalwald werden nach wie vor stammzahlreiche Jungbestände begründet, auch im Staatswald erfolgte die Umstellung auf geringere Pflanzenzahlen häufig erst in jüngster Zeit.

- Der Rohstoff Holz ist knapper geworden, alle Prognosen sprechen von stark steigendem Bedarf, gerade im Bereich des Industrieholzes; aus dieser Sicht sind mechanische oder chemische Bestandspflegemaßnahmen ohne Anfall, also mit Belassung der ausscheidenden Stämme im Bestand, neu zu überdenken.

Zunächst soll am Beispiel der Schwachholzerntemaschine "Timberjack RW 30" die Datenerfassung und Auswertung kurz dargestellt werden. Dabei wird den bislang vorherrschenden "konventionellen" Verfahren des Arbeitsstudiums eine Variante des Multimoment-Verfahrens gegenübergestellt, die eine verfeinerte Datenerfassung erlaubt. Die Ergebnisse und die auftretenden Fehler werden diskutiert.

Um ein leicht verständliches und zumindest einige Aspekte des Schwachholzernte-Verfahrens zutreffend darstellendes Modell zu entwerfen, werden sodann Systembegriff und Modelle in Anwendung auf die Holzernte besprochen; Beispiele für digitale Modelle und Systemsimulation aus der Literatur über Holzernte werden angeführt. Auf dieser Grundlage wird schließlich ein digitales stochastische Modell der Erntemaschine entworfen, das als Grundlage für Simulations-Experimente verwendet werden kann.

2. Das Datenmaterial: Arbeitsstudien an der Schwachholzerntemaschine Timberjack RW 30

2.1 Multifunktionale Holzerntemaschinen aus der Sicht des Arbeitsstudiums

Im Vordergrund des forstlichen Arbeitsstudiums standen bislang meist manuelle oder motormanuelle Verfahren, bei welchen der arbeitende Mensch maßgebende - hier nicht nur im Sinne der Humanisierung der Arbeit - Komponente des Arbeitssystems ist (zum Systembegriff siehe 3.1). Mit dem Aufkommen der Schlepper wurde auch das maschinelle Rücken häufig durch Arbeitsstudien untersucht. Ganz andere Anforderungen an die Methodik des Arbeitsstudiums stellen demgegenüber die sog. multifunktionalen Holzerntemaschinen.

Darunter versteht man Maschinen, die mindestens zwei Arbeitsgänge verrichten; Prozessoren nehmen liegende Stämme auf, um sie beispielsweise zu entasten und einzuschneiden oder zu entrinden. Erntemaschinen (Harvester) beginnen die Tätigkeit beim stehenden Stamm mit dem Fällen, worauf zumindest entastet, gelegentlich auch eingeschnitten wird (LÖFFLER, 1979).

Solche Maschinen weisen für das Arbeitsstudium folgende Besonderheiten auf:

- Der Einfluß des Menschen tritt gegenüber der Maschine zurück, obgleich erhebliche Unterschiede zwischen geübten Maschinenführern und Anfängern, zwischen geschickten und weniger geschickten Personen nachweisbar sind.

- Die Zyklen, das sind die kleinsten, sich regelmäßig wiederholenden Arbeitsvorgänge, z. B. die Bearbeitung eines Baumes, dauern nur Minuten oder Bruchteile davon, während etwa Rückemaschinen nicht selten eine Stunde und mehr für einen Zyklus benötigen.

- Im Normalfall - ohne den Einsatz von aufwendigen Meßapparaturen - können nur die äußerlich sichtbaren Bewegungen der Maschine beobachtet werden, nicht die eigentlich maßgebenden Steuervorgänge des Maschinenführers, die zeitlich vorangehen.

2.2 Der RW 30 und das Arbeitsverfahren

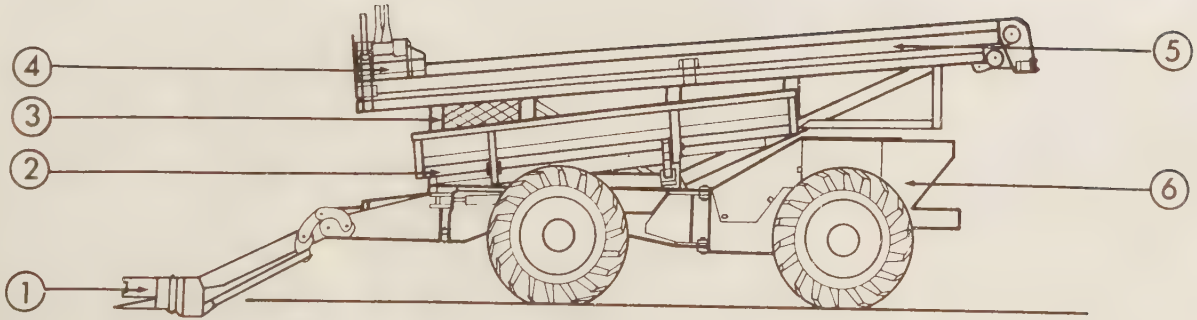
Der "Durchforstungsvollernter Timberjack RW 30" besteht aus dem Fahrgestell eines Knickschleppers, einem Ausleger mit Fällschere und der aufgesattelten Aufarbeitungseinheit; diese besteht aus einem Schlitten mit Entastungsmessern und einer Schere zum Abzopfen, welcher auf einer oberen und unteren Führungsschiene läuft. Der Stamm wird bei der Bearbeitung also festgehalten und die Bearbeitungseinheit daran entlanggeführt. Das Zopfstück wird abgeworfen, der bearbeitete Rohschaft in eine Sammelwanne abgerollt. Der Inhalt der Wanne wird bei Bedarf abgekippt. Einen Eindruck von der Maschine vermitteln die Abbildungen 1 und 2; die technischen Daten sind in Anlage 1 zusammengestellt. Beschreibungen des Arbeitsverfahrens geben POWELL (1974d), MENG und STOLL (1975) und BÖHMCKER und MARKEL (1975).

2.3 Zur "konventionellen" Methodik von Arbeitsstudien an multifunktionalen Holzerntemaschinen

Die Arbeitsstudien wurden im Bereich des Forstamtes Landshut im November 1974 durchgeführt. Literaturangaben über Leistungsuntersuchungen am RW 30 lagen zu diesem Zeitpunkt nicht vor, jedoch Beschreibungen des Arbeitsverfahrens und technische Daten von Seiten des Herstellers sowie eine Veröffentlichung von KENNEY (1973). Im Juni 1974 konnten gelegentlich einer Vorführung der Maschine bei Zell (Württemberg) Arbeitsablaufstudien durchgeführt werden, die Aufschluß über die Gliederung des Arbeitsvorganges in Ablaufabschnitte nach REFA (1971) und über den erforderlichen Meßaufwand lieferten.

Abb. 1: Rohschaft-Vollernter (Durchforstungs-Vollernter) RW 30

Abb. 2: Timberjack RW 30 Rohschaft-Vollernter (nach POWELL, 1974)



1 Fällkopf
2 Sammelwanne
3 Führerhaus
4 Entastungskopf
5 Führungsschiene
6 Motor und Getriebe

Untersuchungen über vergleichbare multifunktionale Holzerntemaschinen hatten in erster Linie das Pulp and Paper Research Institute of Canada (später umbenannt in FERIC) und Forskningsstiftelsen Skogsarbeten, Schweden, veröffentlicht.

Den Studien des Pulp and Paper Institutes, die sich ausschließlich mit Endnutzung durch Kahlschlag in den borealen Nadelwäldern Ost-Kanadas befaßten, lag folgende Methodik zugrunde:

Vor den Arbeitsstudien werden Probeflächen von 110 m^2 ausgeschieden; die verwertbaren Bäume werden numeriert, das Erntevolumen ohne Rinde und die Astigkeit in 3 Stufen ermittelt. Die unverwertbaren Bäume werden gezählt, so daß die Stammzahl pro Flächeneinheit nach verwertbaren und unverwertbaren Bäumen berechnet werden kann. Weitere Einflußfaktoren, wie Hangneigung längs und quer zur Fahrtrichtung, werden nach Bedarf aufgenommen (POWELL, 1972, 1973, 1974a-d; HEIDERSDORF, 1973, 1974; BOYD, 1973).

Die Arbeitsstudie wird vielfach mit 3 Uhren-Systemen in der üblichen Weise (REFA-Fachausschuß Forstwirtschaft und Kuratorium für Waldarbeit und Forsttechnik, 1976) im Einzelzeitverfahren durchgeführt. Besonders erwähnenswert ist jedoch die Verwendung eines Tonbandgerätes, um den Beobachter beweglicher und unabhängiger von der Witterung zu machen und somit die Fehlermöglichkeit gegenüber handschriftlicher Aufzeichnungen zu verringern. Verwendet wird ein UHER 4000 Report-L, das mit einem Spezialmikrophon und einem Signalgeber ausgestattet ist. Zu Beginn der Studie und am Ende wird eine Kontrollzeit von 1 Minute auf das Band gespielt; während der Studie kennzeichnet der Signalgeber Beginn und Ende der ausgeschiedenen Ablaufabschnitte, zwischen den Signalen können die Bezeichnungen des Ablaufabschnittes, Bezugsmaße und weitere Bemerkungen diktiert werden. Im Büro werden die Tonbandaufzeichnungen mit Hilfe des sonst im Gelände verwendeten 3 Uhren-Systems übertragen, bei Bedarf kann aus den Kontrollzeiten ein Korrekturfaktor für die einzelnen Zeiten hergeleitet werden (POWELL, 1971a und schriftliche Mitteilung, 1974).

Trotz dieser ausgeklügelten und aufwendigen Aufnahmemethodik befriedigen die Ergebnisse der Studien des Pulp and Paper Institutes nicht, die bis zum Jahr 1974 für dem Timberjack RW 30 vergleichbare Vollernter und einige andere komplexe Holzerntemaschinen in Tabelle 1 zusammengestellt

Tabelle 1: Arbeitsstudien an Holzernte-Maschinen durch das PULP and PAPER Institute of Canada

Autor Jahr d.Studie Jahr d.Veröffentlichung	POWELL 1971 1971	POWELL 1972 1972	POWELL 1972 1973	HEIDERSDORF 1972 1973	BOYD 1972 1973	POWELL 1973 1974	HEIDERSDORF 1973 1974	POWELL 1973 1974	POWELL 1973 1974
Maschine	Timberjack Tree-length Harvester 1)	LOGMA T 310 2)	WARNER & SWASEY FB-522 3)	MORARD 4)	CATERPILLAR 950 5)	CATERPILLAR 950 5)	BM-VOLVO SM-880 6)	TANGUAY Tree-length Harvester 7)	ARBOMATIC Roughwood Processor 8)
Methodik der Arbeitsstudie	Tonband-gerät, Fortschritts-zeit (FZ)	3-Uhren-System Einzelzeit (EZ)	Tonband-gerät, Fortschritts-zeit (FZ)	3-Uhren-System Einzelzeit (EZ)	Tonbandgerät Fortschritts-zeit (FZ)	Tonbandgerät Fortschritts-zeit (FZ)	1.Beobachter: 3-Uhren-System, EZ 2.Beobachter: Tonband, FZ	1.Beobachter: 3-Uhren System, EZ 2.Beobachter: Tonband, FZ	1.Beobachter: Tonbandgerät, FZ 2.Beobachter:3-Uhrensystem, EZ
Anzahl der ausgeschiedenen Ablaufabschnitte/ Zeitarten	8	4	7	6	7	5	1.Beobachter: 5 2.Beobachter: 4	1.Beobachter: 5 2.Beobachter:versch.	1.Beobachter: 3 2.Beobachter: 3
Bestimmtheitsmaß	Fahren:0,15 Fällen:0,14 Bearb.:0,41 insgesamt: 0,36	Fahren:0,67 Bearb.:0,15 insgesamt: 0,24	Fällen:0,20 Umschneiden von unverwertbaren Bäumen:0,79 insgesamt: 0,23	Zopfen:0,34 insgesamt: 0,24	Leerfahrt: 0,44 Fällen:0,02 Bearb.:0,62 insgesamt: 0,62	Leerfahrt: 0,18 Bearb.:0,42 insgesamt: 0,44	insgesamt: 0,31	Entasten: 0,13 insgesamt: 0,22	Bearb.:0,49 insgesamt: 0,51
signifikante unabhängige Variable	Geschicklichkeit des Fahrers Stückmasse, Stammzahl pro ha (nur für Fahren)	Stückmasse, Astigkeit, Stammzahl pro ha	Stückmasse, Anzahl der unverwertbaren Bäumchen pro verwertbaren Baum	Stammzahl pro Polter, Volumen pro Polter Astigkeit Geschicklichkeit des Fahrers	Stückmasse Hangneigung	Stückmasse, Hangneigung, Vorrückeentfernung, Stammzahl pro Bearbeitungszyklus	Zahl der Rollen mit 8 Fuß Länge	Geschicklichkeit des Fahrers Anzahl der unverwertbaren Bäumchen pro verwertbaren Baum, Hangneigung, nur für Entasten: Stückmasse	Geschicklichkeit des Fahrers, Höhe des Polters, Stückmasse

zu Tabelle 1

1) Vorläufer des RW 30 mit anderer Konstruktion
2) Entastungsmaschine aus Schweden
3) Fällmaschine aus den USA
4) Entastungsmaschine aus Kanada
5) Langholzvollernter (Fällen, Entasten, Sammeln, Vorrücken) aus den USA
6) Prozessor (Entasten, Einschneiden, Sortieren, Sammeln) aus Schweden
7) Langholzvollernter (Fällen, Entasten, Sammeln) aus Kanada
8) Prozessor (Entasten, Sammeln)

sind. Bei der statistischen Auswertung durch die multiple lineare Regressionsanalyse konnten meist nur Bestimmtheitsmaße um 0,3 erzielt werden, d. h. die Gesamtstreuung des Zeitbedarfs pro Baum oder pro Greiferbündel konnte nur zu einem Drittel oder weniger durch die meßbaren bzw. gemessenen Einflußfaktoren erklärt werden.

Bei den besonders interessierenden Vollerntern wurden zwar von BOYD (1973) sehr straffe Zusammenhänge mit Bestimmtheitsmaßen bis zu 0,62 hergeleitet; die Studien wurden jedoch unter "überdurchschnittlich günstigen[1]) Bestands- und Geländeverhältnissen" durchgeführt, und die Straffheit der Beziehungen konnte durch die ergänzenden Studien nicht bestätigt werden (POWELL, 1974b).

Bei Arbeitsstudien von Skogsarbeten wurden nach dem Nullstoppverfahren für eine Fällmaschine Bestimmtheitsmaße von 0,09 für das Scheren (Schneidevorgang), von 0,07 (schwache Bäume) bzw. 0,16 (stärkere Bäume) für das Fällen insgesamt

1) also zugleich besonders homogenen

hergeleitet (SONDELL, 1971a). Bei einer anderen Fällmaschine ergaben sich Bestimmtheitsmaße von 0,56 für das Scheren, für das Fällen insgesamt auf verschiedenen Probeflächen zwischen 0,20 und 0,45. Die Regressionen waren nichtlinear(1971b).

Die bislang angeführten Arbeiten stammen aus den Jahren bis 1974, also vor unseren Studien mit dem RW 30. Aber auch in jüngerer Zeit wurden immer wieder unbefriedigend geringe Bestimmtheitsmaße ermittelt; so in Kanada durch POWELL (1975), FOLKEMA und LEGAULT (1976), FOLKEMA und NOVAK (1976), LEGAULT (1976). Ausnahmen sind die Arbeitsstudien am RW 30 unter Kahlschlag-Bedingungen in Kanada (POWELL, 1974d), auf die unter 4.3 noch eingegangen wird; HEIDERSDORF (1976) erzielte ein Bestimmtheitsmaß von 0,50 für einen Anbau-Vollernter. Nach 1976 verzichtete FERIC bei Leistungsuntersuchungen auf die zyklenweise Aufnahme und statistische Auswertung.

Auch neuere deutsche Untersuchungen kamen zu vergleichbaren Ergebnissen. So erhält EISELE (1978) für die Entastungsmaschine ASTAB Bestimmtheitsmaße zwischen 0,02 und 0,27, RIEGER (1979) für den Prozessor GP 822 von 0,25 bzw. 0,44.

Im forstlichen Arbeitsstudium werden Regressionen im allgemeinen nur verwendet, wenn Bestimmtheitsmaße > 0,5 erreicht werden. KUNERT (1975) bezeichnet einen Wert von 0,62 als "für Forstarbeiten relativ gut", während im industriellen Bereich "für wissenschaftlich begründete Normen" ein Bestimmtheitsmaß > 0,75 gefordert wird.

Ein niedriges Bestimmtheitsmaß kann nach HRADETZKY (1978) darauf zurückzuführen sein, daß die Gesamtvarianz der Zielvariablen gering ist. Sofern dabei die unabhängigen Variablen eine ausreichende Varianz aufweisen ("den Versuchsbereich gut abdecken") ist es gerechtfertigt, den Mittelwert der Zielvariablen mit Berücksichtigung seines Standardfehlers für betriebliche Entscheidungen zu verwenden.

Vielfach überlagern jedoch nur zufällige und nicht meßbare Faktoren die gemessenen Einflußfaktoren. Solche Faktoren bei forstlichen Arbeitsstudien können sein:

- Umgebungseinflüsse, z. B. Witterung,

- Im Menschen liegende Unregelmäßigkeiten. Die Leistungsschwankungen des einzelnen Menschen werden als intrapersonelle, die zwischen verschiedenen Maschinenführern als interpersonelle Streuung bezeichnet.

- Nicht oder nicht genau erfaßte Parameter der Bezugsmengen, z. B. Astigkeit oder Abholzigkeit der Bäume.

- Meßfehler, die gewöhnlich in grobe, systematische und zufällige eingeteilt werden.

Selbstverständlich sollte stets versucht werden, die Störfaktoren zu eliminieren oder quantitativ zu erfassen. Sofern das nicht gelingt, führen aber auch Regressionen mit erheblicher Reststreuung zu genaueren Kalkulationen als die Verwendung von MIttelwerten. Voraussetzung ist selbstverständlich stets, daß die Signifikanz der Regression nachgewiesen ist, üblicherweise mit Hilfe der Varianzanalyse.

Schließlich kann ein niedriger B-Wert dadurch bestimmt sein, daß die Anpassung der gewählten Ausgleichsfunktion schlecht ist, z. B. wenn degressiv fallende Werte wie der Zeitbedarf pro Leistungseinheit über der Stückmasse linear ausgeglichen werden.

Mit Einschränkungen der Verwendbarkeit des B-Wertes als Kenngröße für die Anpassungsgüte einer Regression befaßt sich ebenfalls HRADETZKY (1978); das betrifft vor allem den Vergleich von Regressionen nach Transformation von Variablen.

Für die Arbeitsstudien unseres Lehrstuhls war damit zu rechnen, daß gegenüber den angeführten ausländischen Arbeitsstudien die durch

- Umgebungseinflüsse, z. B. inhomogenen Bestand, Gelände
- den Maschinenführer (wegen einer vergleichsweise geringen Übung)

verursachte Streuung größer sein würde. Daher wurde versucht, die Bezugsmaße möglichst genau zu erfassen und Meßfehler möglichst gering zu halten; ferner wurde ein für Arbeitsstudien ungewöhnlich großer, normalerweise nicht realisierbarer Stichprobenumfang erhoben.

2.4 Die Aufnahmemethodik bei den Arbeitsstudien mit dem Timberjack RW 30 im Forstamt Landshut.

2.4.1 Das modifizierte Multimomentverfahren

Um den Beitrag von Meßfehlern zur nicht erklärbaren Streuung möglichst gering zu halten, wurde ein spezielles Zeitmeßverfahren entwickelt.

Bislang hatte man für das Studium von multifunktionalen Holzerntemaschinen dieselbe Aufnahmemethodik eingesetzt wie bei motormanueller Arbeit oder Rückemaschinen, nämlich Einzelzeit- (= Nullstopp) oder Fortschrittszeitverfahren; HÄBERLE (1961b) nennt sie die konventionellen Verfahren. Bei Ablaufabschnitten von mehreren Minuten Dauer und Zyklen mit einem vielfachen davon führen diese Methoden zu ausreichend genauen Ergebnissen: Der Beobachter hat genügend Zeit, seine Eintscheidung über das Auftreten eines Meßpunktes fundiert zu treffen, notfalls zu überprüfen und zu korrigieren, sowie die Zeit und ggf. Bezugsmaße oder Bemerkungen auf den vorbereiteten Formularen zu notieren.

Bei Maschinen wie dem RW 30 sind diese Verfahren nur mehr bedingt anwendbar: Bei Zyklen-Dauern um eine Minute führt eine Strukturierung in Ablaufabschnitte dazu, daß der Beobachter laufend Zeiten notieren müßte; für die lückenlose Beobachtung,

wie sie insbesondere für das rechtzeitige Erkennen von Störungen erforderlich ist, bleibt keine Zeit. Um mit den Eintragungen nachzukommen, kann auf Besonderheiten im Arbeitsablauf gar nicht eingegangen werden. Zieht man ferner in Betracht, daß die Beobachtung oft in dichten Jungbeständen im Gefahrenbereich einer 12 Tonnen schweren Maschine, mit einem sperrigen Schreibbrett, womöglich unter dem Einfluß von Nässe und Kälte viele Stunden lang durchgeführt werden muß, so wird verständlich, daß sich auf diese Weise Fehler geradezu einschleichen müssen.

Daher hatten die Kanadier auf Tonbandgeräte zurückgegriffen, obgleich damit bis zum ablochfähigen Beleg doppelt soviel Zeit aufgewendet werden muß als bei direkter Notierung: Der Beobachter wird beweglicher, von allen Schreibarbeiten entlastet, er kann sich voll auf die Beobachtung der Maschine konzentrieren. Falls Beobachtungsfehler, wie die Zuordnung einer Tätigkeit zu einem falschen Ablaufabschnitt, sofort erkannt werden, besteht die Möglichkeit einer Korrektur.

Ein Nachteil der Fortschritts- wie der Einzelzeit bleibt bei diesem kanadischen Verfahren jedoch bestehen: Während Gerätefehler (Genauigkeit der Uhr bzw. Laufgeschwindigkeit des Tonbandgerätes) durch die "Kontrollzeit" entdeckt werden, können Beobachtungsfehler nachträglich nicht mehr erkannt werden und gehen in die unerklärbare Reststreuung eines Versuches ein. Die in den Naturwissenschaften geforderte Durchführung von zwei unabhängigen Messungen ist auf diese Weise nicht durchführbar.

Durch die Anwendung einer modifizierten Multimomenttechnik läßt sich zumindest ein großer Teil der Beobachtungsfehler jedoch eliminieren.

Die Multimomentaufnahme wurde zuerst durch Untersuchungen von TIPPETT (1927) in der englischen Textilindustrie als mathematisch-statistisches Stichprobenverfahren bekannt

(SCHNAUBER, 1979; REFA 1971; HALLER-WEDEL, 1969); im industriellen Bereich wird es noch heute in dieser ursprünglichen Form insbesondere für Verteilzeitstudien angewandt, in erster Linie um den Aufwand gegenüber "Zeitaufnahmen" nach REFA (1971) zu vermindern. Über Anwendungen in der Forstwirtschaft berichtete nach REHSCHUH (1958) zuerst GERRITSEN 1954 aus Holland.

Die Weiterentwicklung für forstliche Anwendungszwecke beschränkte sich offenbar auf den deutschen Sprachraum. In Nordamerika wird das "Work-Sampling" nach BARNES in der Forstwirtschaft anscheinend nicht verwendet (GIBSON und RODENBERG, 1975). Für Skandinavien wird das Multimomentverfahren in einer Anleitung für forstliche Arbeitsstudien erwähnt (Nordiska Sgogsarbetsstudiernas Rad, 1978), aber der übrigen forstlichen Literatur nach zu schließen weder in der klassischen noch in modifizierter Version angewandt. Ähnliche Feststellungen ergeben sich für Großbritannien; hier wird "Activity Sampling" zur Beobachtung mehrerer Arbeiter wegen des geringeren Aufwands empfohlen (WITTERING, 1973).

In Deutschland hatten insbesondere REHSCHUH (1958) und HÄBERLE (1961b) die ursprüngliche Methode der Multimomentaufnahme mit einem Beobachtungsrundgang in unregelmäßigen Zeitabständen weiter entwickelt. Mittels kontinuierlicher Beobachtung in regelmäßigen, bis zu Zehntelminuten verkürzten Intervallen wurde es möglich, auch sehr kurze, sehr fein strukturierte oder auf sehr stark gegliederte Bezugseinheiten verteilte Abläufe zu beobachten, ohne den Zeitnehmer zu überfordern und damit Fehler einfließen zu lassen. HÄBERLE (1961b) weist besonders darauf hin, daß verhältnismäßig leicht und zweifelsfrei festgestellt werden kann, welche Teilarbeit in einem festgelegten "Augenblick" durchgeführt oder welche Sektion eines Stammes bearbeitet wird, während es weit schwieriger ist zu entscheiden, zu welchem Zeitpunkt die Teilarbeit endet oder eine neue Sektion bearbeitet wird; diese Aussage kann aus praktischen Erfahrungen heraus nur unterstrichen werden.

TIMINGER (1971) hatte bei Arbeitsstudien über die Seilbringung eingeführt, während der Multimomentaufnahme die Zyklendauer mit der Stoppuhr als Fortschrittszeit zu messen und

als Kontrollzeit zu verwenden. Dieses Verfahren wird in Abb. 3 demonstriert. Zu jedem durch das Multimoment-Intervall vorgegebenen Meßpunkt wird notiert, welcher Ablaufabschnitt gerade auftritt. Die Zyklendauer - die Differenz von Zyklusbeginn zu nächstem Zyklusbeginn, als Fortschrittszeit gemessen - gibt dann an, wieviele Aufzeichnungen bei korrekter Beobachtung vorliegen müssen.

Bei einem Multimoment-Intervall von 0,1 Minuten und einer Zyklendauer von 0,81 Minuten müssen mindestens 8 Beobachtungen vorliegen, es können auch 9 sein, nämlich wenn der Zyklenbeginn 0,01 Minuten vor dem Multimoment-Intervall eintraf. Allgemein

$$\frac{z}{i} \leq n \leq \frac{z}{i} + 1$$

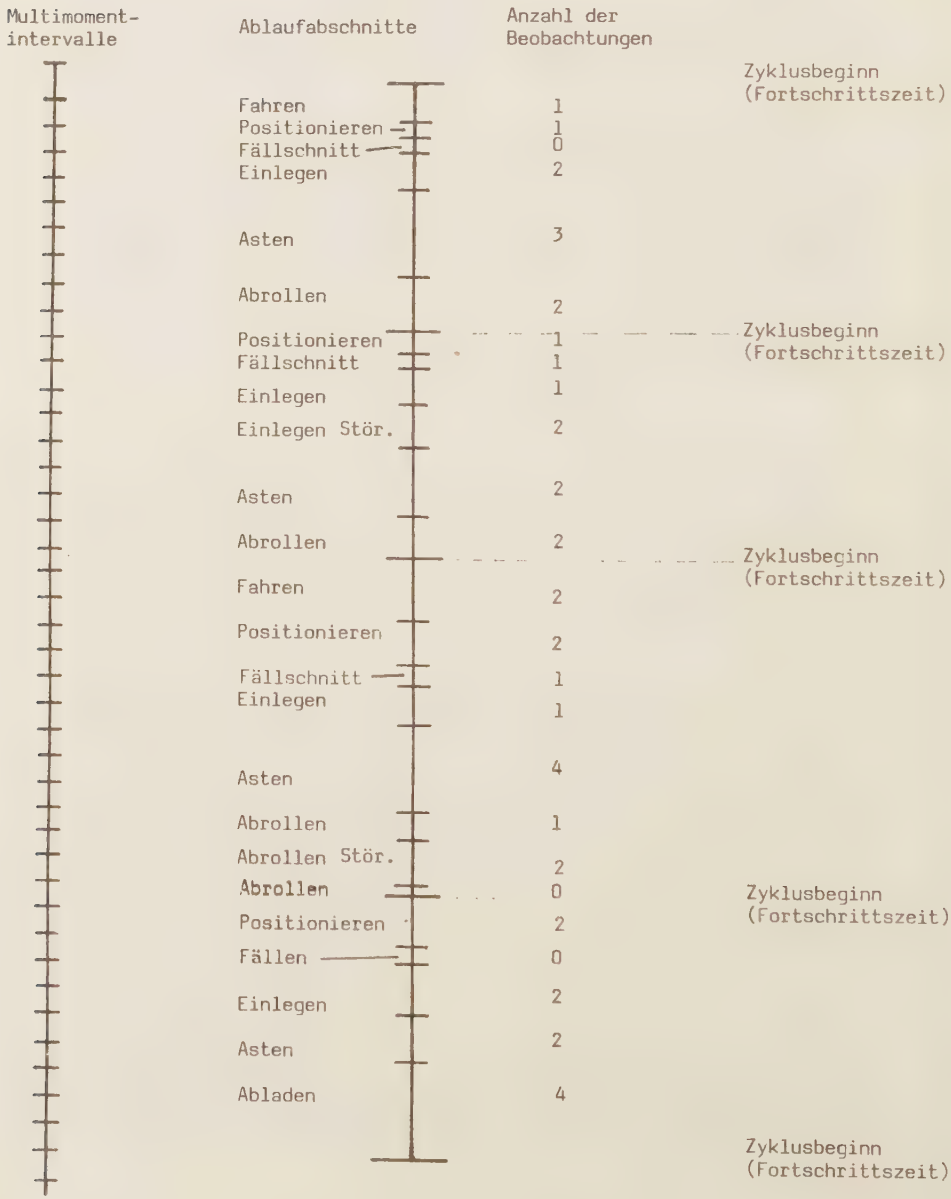
n = Anzahl der Beobachtungen
i = Multimomentintervall
z = Zyklendauer

In der Regel wird bei dieser Kontrolle eine Toleranz von 3 % Abweichung bei Beobachtung des Menschen und von 5 % bei Beobachtung einer Maschine zugelassen (REFA und KWF, 1976). Im Falle des RW 30 wurden alle fehlerhaften Zyklen eliminiert, da die Abweichung um eine Beobachtung im Durchschnitt bereits etwa 9 % ausgemacht hätte.

Auf diese Weise kann der wichtigste Fehler der Multimomentaufnahme, nämlich Auslassen oder mehrfaches Eintragen einer Beobachtung zum vorgesehenen Intervall, fast völlig eliminiert werden. (Lediglich wenn sich zufällig innerhalb eines Zyklus negative und positive Fehler ausgleichen, wird dies nicht bemerkt.) Eine "Korrektur" ist allerdings nicht möglich, vielmehr muß der gesamte Zyklus eliminiert werden.

Überdies kann durch diese Version der Multimoment-Aufnahme der Zyklus wie bei der Einzel- oder Fortschrittszeit als "Element einer Stichprobe" (TIMINGER, 1971) verwendet werden, sofern auch die Bezugsmaße zyklenweise festgehalten sind; erst damit wird eine statistische Auswertung möglich.

Abb. 3: Beispiel für das modifizierte Multimomentverfahren nach TIMINGER in Anwendung auf multifunktionale Holzerntemaschinen



Es handelt sich somit um einen Spezialfall des Multimoment-Zeit-Meßverfahrens, das HALLER-WEDEL (1969) dem Multimoment-Häufigkeits-Zählverfahren gegenüberstellt.

2.4.2 Durchführung der Studien

Bei den Arbeitsstudien an einer Erntemaschine mit Zyklendauern um eine Minute war klar, daß die Beobachter nicht in der Lage sein würden, die Kontrollzeit fehlerfrei abzulesen, aufzuschreiben und außerdem zu den festgelegten Intervallen die Multimomentaufzeichnung vorzutragen. Daher wurde das Ausfüllen von Belegen durch Diktat auf ein batteriebetriebenes Diktaphon ersetzt. Von der Beobachtungsmöglichkeit her waren zwei Beobachter erforderlich, von denen einer den Fällvorgang an der Vorderseite der Maschine, der zweite den Aufarbeitungszyklus von der Seite oder hinter der Maschine festhielt. Durch den Meßpunkt "Beginn Asten" konnten die beiden Teilzyklen einander eindeutig zugeordnet werden. Durch die Verwendung von Spezialstoppuhren mit Schleppzeiger konnte die Fortschritts- bzw. Zyklenkontrollzeit ohne den Blick von der Maschine zu wenden auch dann fehlerfrei festgehalten werden, wenn der Meßpunkt zur Trennung zweier Zyklen, der Zyklusbeginn, in die Nähe des Multimomentintervalls fiel.

An Stelle von Probeflächen waren die Rückegassen im voraus baumweise numeriert und Einflußfaktoren wie Hangneigung, alte Stöcke und sonstige Hindernisse sowie unverwertbare Bäume (Laubholz, Unterstand) festgehalten worden; bei den Bäumen wurden Brusthöhendurchmesser (BHD) und Fußdurchmesser in Höhe des Fällschnitts gekluppt, bei einer Stichprobe ferner die Höhe gemessen. Die Astigkeit konnte nicht skaliert werden, alle Bäume waren praktisch bis zum Boden beastet.

Während der eigentlichen Studie waren zwei Zeitnehmer und zwei Meßgehilfen zum Zurufen der Baumnummer, ersatzweise zum Messen des BHD, und zum Messen des Zopfes eingesetzt. Der Verfasser beobachtete den Teilzyklus Fällen mit 4 zyklischen und weiteren 13 unregelmäßig auftretenden Ablaufabschnitten, ein zweiter erfahrener Zeitnehmer war für den Teilzyklus Bearbeiten mit 3 zyklischen und 13 unregelmäßig auftretenden Ablaufabschnitten zuständig (s. Anlage 2a und 2b).

Die große Zahl unregelmäßig auftretender Ablaufabschnitte geht darauf zurück, daß die Störungen gesondert nach den korrespondierenden produktiven Ablaufabschnitten ausgeschieden waren, also z. B. Störung beim Positionieren des Fällkopfes oder Störung beim Zopfen etc.

Die beiden Spezialuhren wurden gleichzeitig gestartet, die bis zur nächsten Pause eintretende geringe Abweichung im Uhrenstand konnte an dem Meßpunkt, der die Teilzyklen verknüpfte, verfolgt und bei Bedarf eliminiert werden.

Jeder Zeitnehmer hatte also die Maschine und die Uhr zu beobachten und das Diktaphon zu bedienen. Mit dem Meßpunkt "Beginn Fällen" stoppte der für das Fällen zuständige Beobachter den Schleppzeiger, las bei nächster Gelegenheit die Zeit ab und diktierte sie; vorrangig hatte er jedoch sicherzustellen, daß bei jedem Intervall von einer Zehntelminute der gerade beobachtete Ablaufabschnitt diktiert wurde. In Zweifelsfällen, z. B. wenn Verdacht auf eine Störung bestand, aber noch nicht eindeutig erkennbar war, konnte auch der Ablauf verbal geschildert werden und später beim Übertrag auf die Ablochbelege zugeordnet werden. Der Meßpunkt "Beginn Asten" wurde wiederum mit dem Schleppzeiger gestoppt und als Zyklusende diktiert; für den zweiten Beobachter war diese Zeit Zyklusbeginn, und er diktierte bis zum Beginn Fällen zu jedem Multimomentintervall seine Beobachtung. Der erste Beobachter hatte ca. eine halbe Minute Zeit, einen neuen Platz aufzusuchen, das Diktaphon zu überprüfen,

ggf. die Kassette zu wechseln, wobei stets gewährleistet sein mußte, daß er den Beginn "seines Teilzyklus" mit dem Schleppzeiger stoppte und von da an für jedes Intervall eine Multimomentbeobachtung festhielt.

Durch dieses aufwendige Verfahren wurde eine feingegliederte und weitgehend fehlerfreie Aufnahme gewährleistet, die sich nur mehr durch automatische Datenerfassungsgeräte verbessern läßt (GUGLHÖR, 1979a). Allerdings fällt die vierfache Arbeitszeit bis zum fertigen Ablochbeleg an[1]. Ferner können zusätzlich zu den Zyklen, deren Daten unvollständig sind oder bei welchen Zyklendauer und Anzahl der Intervalle nicht übereinstimmen, Beobachtungen durch technische Mängel des Diktaphons verloren gehen.

Um für selten auftretende Ablaufabschnitte, z. B. für die Störungen (Reparatur oder Wartung) möglichst repräsentative Daten zu erhalten, ohne über die ganze Einsatzdauer der Maschine den hohen Aufwand für das geschilderte Verfahren mit der Bezeichnung "Prozesszeiten" treiben zu müssen, wurde deshalb zeitweise ein vereinfachtes Multimomentverfahren mit einem Zeitintervall von 0,25 Minuten (s. Anlage 3) eingesetzt.

Die Definition der Ablaufabschnitte und Meßpunkte und die verwendeten Formulare sind in der Aufnahmeanweisung (GUGLHÖR, 1974) beschrieben.

---

1) 2 Beobachter, jeder benötigt zum Abspielen und Übertragen der Daten auf die Ablochbelege ebenso lange wie für die Aufnahme.

2.4.3 Multimomentfehler und Klassenmittelfehler

Während sich bei den "konventionellen" Verfahren der Zeitmessung leicht Ablese- und Beobachtungsfehler einschleichen können, treten solche bei der geschilderten Version des Multimoment-Verfahrens wesentlich seltener auf; zumindest werden sie durch die Kontrolle mit Hilfe der Zyklus-Dauer entdeckt. Andererseits bringt die Multimoment-Technik, insbesondere wenn das Raster der Intervalle im Vergleich zur Dauer der Ablaufabschnitte verhältnismäßig grob ist, statistische Probleme mit sich. Daher sei im folgenden auf den sog. "Multimoment-Fehler" und den "Klassen-Mittelfehler" besonders eingegangen.

In der ursprünglichen Form der Multimomentstudie mit unregelmäßigen Rundgängen war die Multimoment-Beobachtung eine Stichprobe aus dem beobachteten Arbeitsablauf; ob ein bestimmter Ablaufabschnitt oder eine bestimmte Ablaufart - z. B. störungsbedingtes Unterbrechen - angetroffen wurde oder nicht, war vom Zufall abhängig. KUNERT (1975) gibt für diesen Fall Formeln für den absoluten und relativen (von der Häufigkeit des Auftretens abhängigen) Fehler der Multimomentaufnahme. Unter Annahme eines zulässigen relativen Fehlers, meist 10 %, und einer statistischen Sicherheit, in der Regel 95 %, errechnet sich dann die erforderliche Gesamtzahl von Beobachtungen.

Für Multimomentaufnahmen mit regelmäßigen Intervallen - FLOWERDEW und MALIN zitiert nach KUNERT (1975) bezeichnen sie als systematische Multimomentmethode - entwickeln die zuerst genannten Autoren eine spezielle Fehlergleichung für den absoluten Fehler, die KUNERT für den relativen Fehler transformiert.

HALLER-WEDEL (1969) äußert sich kritisch zum systematischen Multimomentverfahren mit Rundgang und zu den Empfehlungen von FLOWERDEW und MALIN.

Mit dem "Multimomentfehler" bei der im vorliegenden Fall angewandten systematischen und kontinuierlichen (ohne Rundgang) Multimomentstudie befaßt sich HÄBERLE (1961b): Zusätzliche Stichprobenfehler (Repräsentationsfehler) ergeben sich einmal durch Verringerung des Zeitaufnahmeprozents, zum anderen durch Erhöhung der Gesamt-Varianz.

Die Verringerung des Zeitaufnahmeprozents wird durch den Faktor

$$\frac{a}{i}$$

a = Dauer der eigentlichen Beobachtung ("Augenblick")
i = Multimomentintervall

gekennzeichnet. Als Dauer eines "Augenblicks" unterstellt HÄBERLE 1/100 Minute, so daß bei einem Intervall von 10/100 Minuten ein Wert von 10 % resultiert. Bei einer konventionellen Zeitstudie wird die gesamte Beobachtungszeit erfaßt, die aber ihrerseits eine Stichprobe aus der Grundgesamtheit der Arbeitsabläufe darstellt, welche durch die gemessenen Zeiten gekennzeichnet werden sollen. Somit ergibt sich ein Zeitaufnahmeprozent der konventionellen Studie:

$$P_k = \frac{100\ z}{Z}$$

P_k = Zeitaufnahmeprozent der konventionellen Zeitstudie
z = Dauer der Zeitstudie
Z = Zeitbedarf für die Grundgesamtheit der Abläufe (Übertragungs- oder Prognosebereich)

Das Zeitaufnahmeprozent der Multimoment-Technik ist demgegenüber durch den Faktor $\frac{a}{i}$ verringert, so daß sich ergibt:

$$p_m = \frac{a}{i} * p_k$$

p_m = Zeitaufnahmeprozent der Multimomenttechnik

oder

$$z_m = \frac{a}{i} * z_k$$

z_m = Beobachtungsdauer der Multimomentstudie
z_k = Beobachtungsdauer der konventionellen Zeitstudie

Nach dieser Theorie führt die Multimomenttechnik also systematisch zu einer Verringerung des Aufnahmeprozentes; dadurch erhöht sich der Repräsentationsfehler nach SCHUHMACHER-CHAPMAN mit der Formel

$$R = \sqrt{\frac{N - n}{N}} * \frac{200 \frac{s}{\bar{z}}}{\sqrt{n}}$$

N = Umfang der Grundgesamtheit
n = Umfang der Stichprobe
$\bar{z}$ = mittlerer Zeitbedarf
s = Standardabweichung

Dem Glied $\frac{N - n}{N}$ entspricht bei der Betrachtung des Zeitbedarfs $\frac{Z - z}{Z}$. Wenn z infolge der Multimomenttechnik kleiner wird - im Beispiel beträgt z_m nur noch 10 % des Wertes der konventionellen Studie z_k - nähert sich der Ausdruck dem Wert 1. Bei großem z dagegen, also wenn nahezu die gesamte Grundgesamtheit beobachtet wird, nähert sich der Ausdruck $\frac{Z - z}{Z}$ dem Wert 0, somit auch der Repräsentationsfehler insgesamt. Das ist plausibel, denn bei Vollaufnahme entfällt ein Repräsentationsfehler.

Die in den beiden vorangehenden Abschnitten geschilderte Version der Multimomentstudie ermöglicht nun aber gerade die lückenlose Beobachtung, daher kann für diese Version die Theorie von einer Vergrößerung des Repräsentationsfehlers durch Verringerung des Zeitaufnahmeprozentes nicht aufrecht erhalten werden.

Nach HÄBERLE hat im übrigen diese Komponente des Repräsentationsfehlers nur dann praktische Bedeutung, wenn ausnahmsweise Zeitaufnahmeprozente über 10 angestrebt sein sollten.

Sehr viel wichtiger ist bei den vorliegenden, im Verhältnis zum Multimoment-Intervall von 10/100 Minuten teilweise sehr

kurzen, Ablaufabschnitten ein anderer Fehler, der im Anhalt an PRODAN (1961) als zufälliger Fehler des Klassenmittels bezeichnet werden kann. HÄBERLE führt einen "zusätzlichen Fehler, der durch die Multimomenttechnik als solche zustande kommt" unter den technischen Meßfehlern an; er ist unabhängig von dem oben erläuterten Zeitaufnahmeprozent und wirkt sich über die Größe s im zweiten Teil der Formel des Repräsentationsfehlers nach SCHUHMACHER-CHAPMAN aus. Er wird im weiteren als Multimomentfehler bezeichnet, weil er unabhängig von den speziellen Verhältnissen bei der beobachteten Arbeit in jeder Multimomentstudie auftritt. Er kann, wie die vorliegenden Ergebnisse zeigen, einen erheblichen Anteil an der Gesamtvarianz haben.

Das Multimomentraster kann als Klassenbildung aufgefaßt werden, wobei eine Klasse zwei Intervalle umfaßt und die benachbarten Klassen sich wechselseitig überlappen.

Die Aufzeichnung von zwei Meßpunkten entspricht einer Dauer des Ablaufabschnittes von mindestens 0,11, höchstens 0,29 Minuten, die rechnerische Klassenmitte ist 0,2 Minuten.

Allgemein ist für die Klassen 1, 2, 3 ..., n

$$m = \frac{(n-1) * i + (n+1) * i}{2} = n * i$$

m = Klassenmitte
i = Multimomentintervall
n = Anzahl der Beobachtungen

Auf diesen Spezialfall der wechselseitig überlappenden Klassen, die spezielle statistische Probleme mit sich bringen, ist bislang in der Literatur nicht hingewiesen worden.

Die zufällige Abweichung der einzelnen Ausprägung von der Klassenmitte ergibt nun einen zusätzlichen Fehler der Multimomenttechnik, der in der Gesamtvarianz der Resultate einer Studie nach dem Multimomentverfahren enthalten ist; darüberhinaus kann ein systematischer Fehler dadurch entstehen, daß das wahre Klassenmittel von der rechnerischen Klassenmitte abweicht.

Den zusätzlichen Fehler der Multimomenttechnik ermittelt HÄBERLE durch Zerlegung der Fehlersumme in den Anteil der Multimomenttechnik und den Restfehler. "Aus Sicherheitsgründen" berechnet er den Multimomentfehler nach $n * \frac{i^2}{2}$ anstatt nach $n * \frac{i^2}{4}$.

Der Gesamtfehler ist dann

$$n * s^2 = n * \frac{i^2}{2} + n * s^2_{rest}$$

$n * s^2$ = gesamte Fehlersumme
$n * s^2_{rest}$ = Restfehlersumme

Betrachtet man statt s^2 den Variationskoeffizienten v, so ergibt sich:

$$V_{gesamt} = \frac{100 * s}{\bar{z}}$$

$$v_{multimoment} = \frac{100 * (s - s_{rest})}{\bar{z}}$$

Mittels der angeführten Formeln gibt HÄBERLE eine Tabelle für den Fehleranteil der Multimomenttechnik in Abhängigkeit von mittlerer Zeitdauer, Intervall und gemessener bzw. vorausgeschätzter Gesamt-Variationskoeffizienten an. Zweck dieser Tabelle ist, ein den Genauigkeitsanforderungen der Studie angemessenes Intervall zu wählen; bei dieser Zielsetzung sind die erwähnten "Sicherheitsgründe" angemessen, wegen derer die Multimoment-Fehlersumme mit $\frac{i^2}{2}$ angenommen worden war. Bei der vorliegenden Studie war das Intervall auf Grund der Vorschläge von HÄBERLE so klein als technisch noch realisierbar, nämlich 0,1 Minuten, gewählt worden. Daher soll der tatsächlich auftretende Multimoemntfehler in Tabelle 2 unter Vorgriff auf die Ergebnisse der Arbeitsstudien einmal nach dem Vorschlag von HÄBERLE ($\frac{i^2}{2}$), dann nach dem Ansatz mit $\frac{i^2}{4}$ und schließlich nach der von PRODAN (1961) angegebenen "mittleren Streuung" bei rechteckiger Verteilung angegeben werden. Sie beträgt

$$\frac{b^2}{12} \qquad b = \text{Klassenbreite}$$

Da die Klassenbreite zwei Multimoment-Intervalle umfaßt (siehe Seite 27), wird

$$\frac{(2\ i)^2}{12} = \frac{i^2}{3}$$

Tabelle 2: Multimomentfehler (Anteil der Multimomenttechnik an der Gesamtstreuung) am Beispiel des für den RW 30 ermittelten Zeitbedarfs in 1/10 Minuten

n = 601 Intervall i = 1/10 Minuten (tatsächlich verwendetes Multimoment-Intervall)

(in Klammern i = 1/20 Minuten)

Ablaufabschnitt	mittl. Zeitbedarf $\bar{x}$	s	s^2	Anteil des Multimomentfehlers (%) nach $\frac{i^2}{2s^2}$	$\frac{i^2}{4s^2}$	$\frac{i^2}{3s^2}$
1 Positionieren	1,01	0,88	0,78	64(16)	32(8)	43(11)
2 Fällschnitt	0,67	0,48	0,23	>100(54)	>100(27)	>100(36)
3 Baum Einlegen	1,36	0,67	0,45	>100(28)	0,56(14)	0,47(19)
4 Asten	3,71	1,20	1,43	0,35(9)	0,17(4)	0,23(6)
5 Zopfen	0,47	0,50	0,25	>100(50)	0,99(25)	>100(33)
6 Abrollen	1,50	0,73	0,53	95(24)	47(12)	63(16)
$\sum$ 1-6 RAZ zyklisch	8,73	1,90	3,60	14	7	9

Setzt man nun die Ergebnisse der Studien am RW 30 aus 1974 vorgriffsweise ein, so zeigt sich, daß nur für die zyklisch auftretenden produktiven Zeiten insgesamt ($\sum$ 1-6) der Multimomentfehler von untergeordneter Bedeutung ist (rund 10 % Anteil); der Multimomentfehler beim Asten (4) mit 17 - 35 %

je nach Ansatz kann gerade noch toleriert werden. Bei einigen kurzen und überdies mit geringer Varianz ausgestatteten Ablaufabschnitten, z. B. dem Fällen (2), ergeben sich rechnerisch Multimomentfehler, die größer sind als die tatsächlich beobachtete Gesamtvarianz.

Es könnte also der Fall auftreten, daß ein praktisch konstanter Wert von z. B. 0,7 Intervallen nur eine scheinbare Varianz aufweist, weil er in 70 % der Beobachtungen mit 1 und in 30 % mit 0 festgehalten wurde.

In solchen Fällen ist es offensichtlich nicht sinnvoll, eine Regressionsanalyse mit Aufteilung der Gesamtvarianz auf gemessene Einflußfaktoren und Reststreuung vorzunehmen.

Durch die eingeklammerten Werte in Tabelle 2 wird demonstriert, daß ein auf die Hälfte verkürztes Intervall den Multimomentfehler auf ein Viertel verringert. Dies erfordert jedoch eine verbesserte Aufnahmetechnik mit automatisierter Erfassung der Zyklendauer (= Kontrollzeit) und akustischem Intervallgeber, wie sie inzwischen entwickelt worden ist; bei dem automatischen Erfassungsgerät des Lehrstuhls (GUGLHÖR, 1979a) kann das Intervall zwischen 0,03 und 3 Minuten eingestellt werden.

Im vorstehenden war bei der Erörterung des Multimomentfehlers als zufällige Abweichung vom Klassenmittel von Gleichverteilung innerhalb der Klasse ausgegangen worden. Meist sind jedoch andere Verteilungen (siehe 5.2) zu erwarten. Wenn nun die Klasse in den aufsteigenden Ast der Gesamtverteilung zu liegen kommt, ist das wahre Klassenmittel größer als die rechnerische Klassenmitte, im fallenden Ast ist es genau umgekehrt. PRODAN (1961) gibt für eine Normalverteilung und einige andere Verteilungsformen Beispiele für die Berechnung des arithmetischen Klassenmittels, das in den angeführten Fällen systematisch von der Klassenmitte abweicht.

Ein spezieller systematischer Fehler liegt in der Klasse: "0 Beobachtungen" vor. Hier ist zu unterscheiden zwischen Ablaufabschnitten, die in jedem Zyklus auftreten, wie Fällen, Einlegen etc.; hier besagt die Beobachtung "0 Meßpunkte", daß die Dauer kleiner als 1 Intervall, hier 0,1 Minuten, war. Der kleinste auftretende Wert ist aber nicht 0,01, sondern z. B. 0,04. Das wahre Klassenmittel läge dann - wiederum Gleichverteilung unterstellt - bei 0,07 und nicht bei der Klassenmitte mit 0,05. Bei Ablaufabschnitten dagegen, die nicht in jedem Zyklus auftreten, z. B. Störungen, aber auch Lastfahrt oder Poltern, besagt die Beobachtung "0 Meßpunkte" in der Regel: Der Ablaufabschnitt trat nicht auf, bzw. die Dauer war 0. (Wenn diese Ablaufabschnitte wirklich auftreten, dauern sie meist länger als 0,1 Minuten.) Dann ist das wahre arithmetische Mittel der Klasse 0 aber $\simeq 0$, jedenfalls $< 0{,}05$ Minuten.

Theoretisch können ähnliche Fälle auch in anderen Klassen auftreten, wenn man z. B. annimmt, ein Ablaufabschnitt habe stets mindestns 0,26 Minuten und höchstens 0,36 Minuten gedauert; die wahren Mittelwerte der Klasse "2 Beobachtungen" und "3 Beobachtungen" würden dann systematisch von der jeweiligen Klassenmitte abweichen. Es ergaben sich bei dem vorliegenden Material jedoch keine Hinweise, daß dieser systematische Fehler in anderen Klassen als der Klasse 0 auftritt.

Abschließend zur Fehlerdiskussion sei darauf hingewiesen, daß aus den Besonderheiten der Multimomenttechnik heraus immer dann, wenn eine Klasse "0 Beobachtungen" auftritt, ungleich breite Klassen vorliegen; diese Klasse umfaßt nämlich nur 1 Intervall, eine "Überlappung in den negativen Bereich hinein" scheidet aus.

Im Beispiel mit dem Intervall 1/10 Minute kann die Klasse 0 Ablaufabschnitte von 0 bis 0,09 Minuten Dauer umfaßen, dagegen die Klasse 1 Abschnitte von 0 bis 0,19 Minuten.

Nach WEBER (1967, S. 50) können aber "aus Reihen mit ungleich großen Klassen die statistischen Maßzahlen nicht berechnet werden".

Es zeigt sich also, daß erhebliche statistische Fehler mit der Multimomenttechnik verbunden sein können. Dennoch sind bei der Untersuchung von multifunktionalen Holzerntemaschinen diese zufälligen und statistisch faßbaren Unsicherheiten der Ergebnisse eher in Kauf zu nehmen als die unkontrollierbaren groben Fehler, die bei "konventionellen" Zeitmeß-Verfahren auftreten können. Die verschiedenen Komponenten des Multimoment- und des Klassenmittelfehlers lassen sich theoretisch abschätzen, es müßte sogar möglich sein, in Varianzanalysen und anderen statistischen Verfahren die durch das Multimomentverfahren bedingte Varianz gegenüber der erklärbaren Varianz und der Restvarianz abzugrenzen.

Diesen Fragen wird hier nicht weiter nachgegangen, da sie mathematisch sehr anspruchsvoll sind. Durch die Verringerung der Intervalle mit Hilfe automatischer Datenerfassungsgeräte kann überdies die Intervalldauer gegenüber dem 1974 realisierten Minimal-Intervall von 0,1 Minuten deutlich verringert erden, wodurch sich die Problematik weitgehend entspannt.

Festzustellen bleibt schließlich, daß das Gesamtmittel des Zeitbedarfs durch die systematischen Klassenmittelfehler nicht beeinflußt wird; wenn beispielsweise bei einem Ablaufabschnitt eine Dauer <0,04 Minuten nicht auftritt, so fällt der Abschnitt öfter in die Klasse 1 als ein anderer, bei dem die Dauer 0 häufig vorkommt.

Zusammenfassend seien die mit der Multimomenttechnik verbundenen Fehler nochmals aufgelistet:

1 Zufällige Fehler = Multimomentfehler infolge Vergrößerung des Repräsentationsfehlers durch

11 Verringerung des Aufnahmeprozents (bei der vorliegenden Version des Multimomentverfahrens nicht zutreffend)

12 Vergrößerung der Gesamtvarianz durch die zufälligen Abweichungen der Einzelwerte vom Klassenmittel

2 Klassenmittelfehler auf Grund von

21 Verteilungsformen, die von der rechteckigen (= Gleich-) Verteilung innerhalb der Klasse abweichen (Klassenmittelfehler 1. Art)

22 Nichtbesetzen von Teilbereichen der Klassenbreite, insbesondere in der Klasse 0 (Klassenmittelfehler 2. Art)

3 Einschränkungen für die Berechnung der statistischen Maßzahlen durch

31 Ungleiche Breite der Klasse 0

32 Wechselseitig überlappende Klassen

2.5 Die wichtigsten Ergebnisse der Studien

Trotz der Reduzierung von Meßfehlern (groben Fehlern), soweit mit den gegebenen Mitteln überhaupt möglich, wiesen die berechneten Regressionen erhebliche Anteile von Reststreuung auf. Für einen Teil der Ablaufabschnitte ist das auf die verschiedenen mit der Multimomenttechnik verknüpften systematischen und zufälligen Fehler zurückzuführen. Bei anderen ist der Anteil des Multimomentfehlers (s. Tab. 2) begrenzt; überdies erreicht das arithmetische Mittel ein Mehrfaches und die Standardabweichung (s) annähernd die Dauer des Intervalls, die Klassenbreite (b) entspricht somit annähernd den Regeln der Statistik, wonach möglichst gelten soll

$$b \leq s/2 \qquad \text{(SACHS, 1978, S. 63)}$$

In diesen Fällen muß die erhebliche Reststreuung auch darauf zurückgeführt werden, daß nicht gemessene Faktoren einen erheblichen Einfluß hatten.

Jedenfalls wurden die unter 2.3 angeführten Literaturangaben insoweit bestätigt, als auch mit veränderter Meßmethodik keine Regressionen abgeleitet werden konnten, die vom Bestimmtheitsmaß her für Vorkalkulationen und betriebliche Entscheidungen eine geeignete Grundlage bilden.

Daher sind der Auswertungsgang und die Regressionsmodelle hier nur kurz zusammengefaßt, während die Ergebnisse im Einzelnen in die Darstellung des Modells (Abschnitt 4) eingehen.

2.5.1 Gliederung der Einsatzzeit nach Ablaufarten

Die Gliederung der Einsatzzeit in Ablaufarten (REFA-Fachausschuß Forstwirtschaft und KWF, 1976) zeigt die Anlage 4. Von den 14 Einsatztagen war einer nicht auswertbar; an den verbleibenden 13 wurden im Durchschnitt 7,2 Einsatzstunden geleistet, also deutlich weniger, als bei kommerziellen Einsätzen üblich ist. Das dürfte der Konzentration des Maschinenführers und somit der Produktivität zugute gekommen sein.

Durch versuchsbedingte Unterbrechungen - z. B. wegen schlechter Sicht an trüben Nachmittagen oder wegen Störungen am Diktaphon - gingen im Durchschnitt 44 Minuten pro Tag verloren. Zur Ermittlung des Nutzungsgrades - des Verhältnisses der Nutzungsstunden zu den Einsatzstunden - bleiben die versuchsbedingten Unterbrechungen außer Ansatz; dann errechnet

sich ein für multifunktionale Holzerntemaschinen außerordentlich hoher Nutzungsgrad von 83 %, der freilich absolut nur etwas über 5 Nutzungsstunden pro Tag ergibt.

Die Hauptnutzung[1)] erreicht nur einen Anteil von 72 % der Nutzungsstunden, bedingt in erster Linie durch die 11 % Nebennutzung, die für das Freimachen des Entastungskopfes von Rindenfetzen und Ästen (Spalte 8) anfiel. Da dieser Vorgang regelmäßig auftritt, konnte er nicht den störungsbedingten Unterbrechungen zugewiesen werden.

Durch einen geänderten Schliff der Entastungsmesser konnte diese Nebennutzung nach Abschluß unserer Versuche weitgehend eliminiert werden.

Die Unterbrechungen der Nutzung durch Störungen und zur Erholung (Spalte 11 und 12) waren sicherlich versuchsbedingt geringer als in durchschnittlichen Einsätzen.

Zusammenfassend kann festgestellt werden, daß der für Vorkalkulationen besonders bedeutsame Anteil der Hauptnutzung mit 72 % der Nutzungsstunden oder 59 % der Einsatzstunden im Rahmen der in der Literatur mitgeteilten Werte liegt, während zwischen Nebennutzungen und Unterbrechungen mit Verschiebungen zu rechnen ist.

2.5.2 Arbeitsmengen

In den 50 Stunden, die für die Hauptnutzung des RW 30 zur Verfügung standen, wurden rund 2.500 Bäume aufgearbeitet, weitere 1.500 unverwertbare Stämmchen des Unter- und Zwischenstandes wurden lediglich umgedrückt. Etwa 3 km Rückegassen von 3,50 - 4 m Breite wurden angelegt, das entspricht rechnerisch einer Kahlschlagfläche von über einem Hektar.

1) "Planmäßige, unmittelbare Nutzung des Betriebsmittels im Sinne seiner Zweckbestimmung" (REFA und KWF, 1976, S. 16)

Der Anfall belief sich auf 230 m^3 o. R. (Erntefestmeter), 97 % davon waren Fichte.

2.5.3 Bezugsgrößen

Nur für einen Teil der Bäume wurden vollständige und fehlerfreie Datensätze ermittelt, auf die sich die folgenden Angaben beziehen; dabei sind nur Fichten berücksichtigt - in nennenswerter Anzahl kam außerdem Kiefer vor - und alle Sonderfälle, z. B. Zwiesel, nur teilweise bearbeitete oder während der Bearbeitung abgebrochene Bäume, wurden eliminiert.

Um dem Auftraggeber für die Untersuchung, der Bayerischen Staatsforstverwaltung, rasch vorläufige Ergebnisse zur Verfügung zu stellen, wurden zunächst für 647 nach der Aufnahmeart "Verteilzeit" untersuchte Bäume Regressionsanalysen durchgeführt (GUGLHÖR, 1975). Später wurden - neben den auf die Konstruktion von Simulationsmodellen ausgerichteten Auswertungen - die 601 Fichten mit fehlerfreien und vollständigen "Prozeßzeiten" ausgewertet, für welche zumindest der BHD als unabhängige Variable zugeordnet werden konnte; die weiteren unabhängigen Variablen bzw. Bezugsmaße Fußdurchmesser, Zopfdurchmesser und Erntelänge waren wiederum nur für einen Teil davon vollständig vorhanden. Die Bezugsmaße für die solchermaßen zustandegekommenen Teilpopulationen sind in Tabelle 3 zusammengestellt. Daraus wird ersichtlich, daß durch die "unkontrolliert zufällige" Probenahmen keine wesentlichen Unterschiede in die Teilpopulationen eingeführt wurden.

Tabelle 3: Bezugsmaße nach Teilpopulationen

Bezeichnung der Teilpopulation	BHD (cm)	Fuß-durchm. (cm)	Ernte-länge (m)	Zopfdurchm. m. Rinde (cm)	Baum-höhe (m)
"Verteilzeiten"					
Variationsbreite	6-24	8-41	0,8-12,0	3-14	8-22
Mittelwert	12,4	19,9	9,0	6,8	15,9
n = 647					
Standardabweichung s	3,47	6,97	2,07	1,97	3,18
"Prozeßzeiten"					
Mittelwert	12,8	20,7	9,5	7,3	nicht ausgewertet
Standardabweichung s	3,55	8,61	2,02	2,44	
	n=601	n=397	n=568	n=568	
"komplette Baumdaten"					
Mittelwert	12,7	20,2	9,4	7,4	nicht ausgewertet
Standardabweichung s	3,77	7,46	2,07	2,38	
n = 1096					

Die Baumdaten sind erwartungsgemäß interkorreliert, allerdings weit geringer, als dies von den Schaftkurven her zu erwarten wäre:

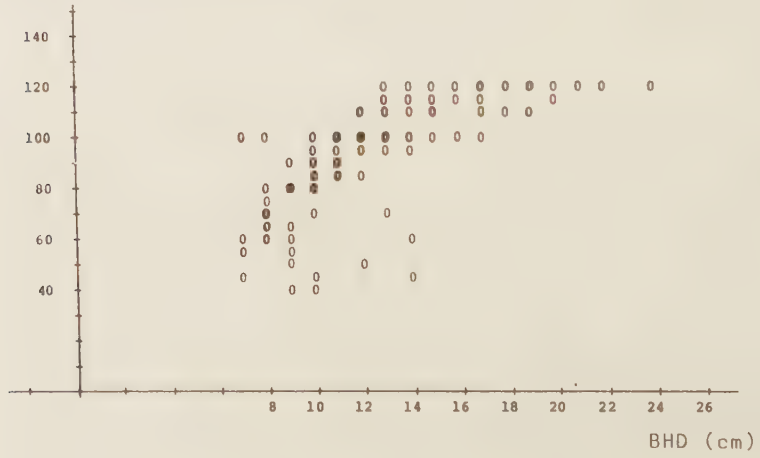
Tabelle 4: Korrelationskoeffizienten des BHD

Variable	Fußdurchmesser	Zopfdurchmesser	Erntelänge
BHD	0,890	0,802	0,751
ln[1)] BHD	0,882	0,787	0,777

[1)] natürlicher Logarithmus

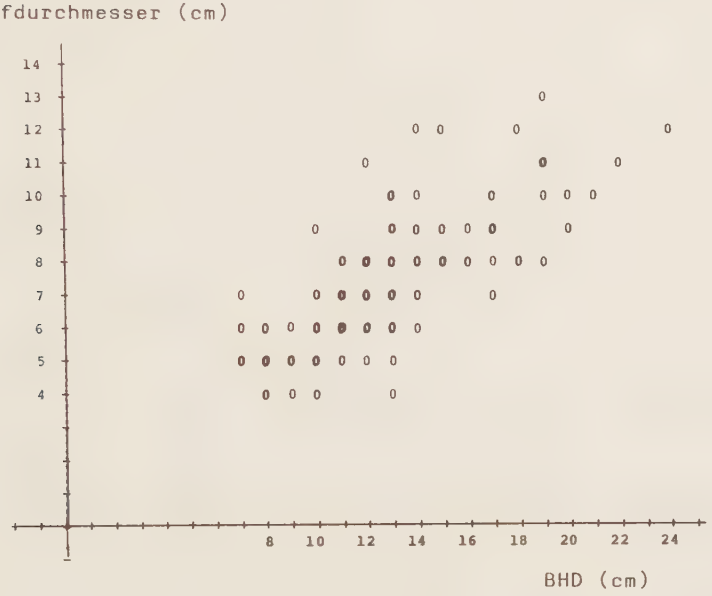
Die Ursache liegt bei Zopfdurchmesser und Erntelänge hauptsächlich in der begrenzten Längenaushaltung der Maschine; der Entastungskopf kann nur bis auf 10 Meter ausgefahren werden, durch Senken des Auslegers mit der Fäll- und Haltevorrichtung kann der Stamm etwa 2 Meter vorgezogen und so die Bearbeitungslänge erhöht werden. Damit erhält man die charakteristischen Verläufe, wie sie in Abb. 4 und 5 für eine Gasse dargestellt sind: Die Erntelänge steigt im unteren Durchmesserbereich an, bei einem BHD von 8 - 10 cm wird die Standardlänge von 10 m erreicht, bei der sich eine Häufung ergibt. Oberhalb von rund 12 cm BHD wird meist die Maximallänge von 12m ausgehalten. Das breite Streuband weist darauf hin, daß die Aushaltung häufig recht schlecht war; im schwächeren Bereich wurde vielfach über den angestrebten Zopf von 7 cm hinaus ausgehalten, im stärkeren Bereich - vielfach wohl grundlos - zu früh abgezopft (Abb. 4).

Abb. 4: Erntelänge in Abhängigkeit vom BHD
Gasse 10 n = 145



Folgerichtig steigt der Zopfdurchmesser mit dem BHD an, bei stärkeren Bäumen bleibt also Derbholz mit dem Zopfstück auf der Gasse liegen (Abb. 5).

Abb. 5: Zopfdurchmesser in Abhängigkeit vom BHD
Gasse 10 n = 145



In Abschnitt 4 wird zu schildern sein, wie solche Zusammenhänge für ein Simulationsmodell generiert und "entstört" werden können.

Die Korrelation des BHD mit dem Fußdurchmesser - gemessen in der Höhe, in der ein "tiefer Fällschnitt geführt werden kann" - ist erstaunlich gering; ALEMDAG und HONER (1973) hatten sehr straffe Zusammenhänge bei verschiedenen amerikanischen Baumarten gefunden. Für nichtlineare Regressionen mit BHD und Stockhöhe als unabhängige Variablen geben sie durchweg Bestimmtheitsmaße > 0,99 an.

2.5.4 Struktur und Korrelationen der Ablaufabschnitte

Der Zeitbedarf für die Ablaufabschnitte der Hauptnutzung wird aus Tabelle 5 ersichtlich. Die nach der Aufnahmeart "Verteilzeit" genommene Stichprobe stimmt gut mit der Stichprobe "Prozeßzeit" überein, wie es auch bei den Baumdaten (Tabelle 3) der Fall war.

Tabelle 5: Struktur der Hauptnutzung

"Verteilzeit" N = 647	Minuten	%	"Prozeßzeit" N = 601	Minuten		%
Fahren zum nächsten Baum	0,06	5,8	Fahren zum nächsten Baum	0,088		7,9
Fällen	0,30	27,1	Positionieren	0,101		9,3
			Fällschnitt	0,067	0,304	6,1
			Einlegen d.Baumes	0,136		12,5
Beseitigen von unverwertbaren Bäumen	0,07	6,2	Beseitigen von unverwertbaren Bäumen	0,053		4,8
Bearbeiten	0,66	59,0	Asten	0,371		34,1
			Zopfen	0,047	0,626	4,3
			Abrollen	0,150		13,7
			Rücklauf des Entastungskopfes	0,057		5,2
Fahren zum Abladen	0,01	0,5	Fahren zum Abladen	0,009		0,8
Abladen	0,02	1,4	Abladen	0,013		1,2
	1,11	100		1,093		100

Bei den Korrelationskoeffizienten des Zeitbedarfs zu den Bezugsgrößen ist zu berücksichtigen, daß durch die Multimomenttechnik zusätzliche Streuungen in die Ergebnisse einfließen (s. 2.4.3).

Der Auszug aus der Korrelationsmatrix (Tabelle 6) wurde aus einer Teilpopulation von 397 Bäumen berechnet, bei welchen sämtliche Bezugsmaße zugeordnet werden konnten; zusätzlich zu den Baummaßen wird auch der Rücklauf des Entastungskopfes angeführt; das ist die Summe der Stammlängen, die der Entastungskopf wegen mangelhafter Entastungsqualität ein weiteres Mal bearbeitete.

Die logarithmische Transformationen (nat. log.) liefern stets niedrigere Korrelationskoeffizienten.

Tabelle 6: Auszug aus der Korrelationsmatrix

Ablauf-Abschnitte	BHD	Fußdurch-messer	Ernte-länge	Zopf	Aster-rücklauf
Positionieren	0,11*	-	-	-	-
Fällschnitt	0,14**	0,09*	0,20***	0.16**	
Baum einlegen	0,31***	0,25***	0,18***	0,22***	-
Asten	-	-	-	-	0,42***
Abrollen	0,24***	0,17**	0,18***	0,12*	-
RAZ zykl.	0,31***	0,27***	0,27***	0,16**	0,18***

* signifikant bei einer Überschreitungswahrscheinlichkeit von 0,05

** signifikant bei einer Überschreitungswahrscheinlichkeit von 0,01

*** signifikant bei einer Überschreitungswahrscheinlichkeit von 0,001

Erstaunlicherweise ist auch das Fällen signifikant mit unabhängigen Variablen korreliert, obgleich in Tab. 2 (s. 29) dargelegt worden war, daß die gesamte Varianz dieses Ablaufabschnittes auf den Multimomentfehler zurückgeführt werden kann; andererseits wiesen andere Ablaufabschnitte mit vergleichsweise geringem Anteil des Multimomentfehlers zwar signifikante, aber sehr niedrigen Korrelationskoeffizienten auf.

Es tauchen auch einige signifikante Korrelationen auf, die auf Meßfehler bei den Arbeitsstudien hinweisen; angegeben werden im folgenden die aus dem Gesamtkollektiv "Prozeßzeiten" berechneten Korrelationskoeffizienten.

Ein typischer Fehler besteht darin, daß Störungen zu spät erkannt oder - was häufiger auftritt - zu früh als beendet betrachtet werden; nach der REFA-Definition sind Störungen erst dann beendet, wenn der Zustand wieder hergestellt ist, der vor Beginn der Störung bestand. Wenn also z. B. ein Baum beim Einlegen in die Aufarbeitungseinheit seitlich wegrollt, zählt nicht nur das Nachfassen des Auslegers zur Störung, sondern der gesamte zweite Einlege-Vorgang bis zum Zustand vor dem Auftreten der Störung. Der Beobachter ist hier leicht geneigt, Abläufe, die sonst immer zur produktiven Nutzung zählen, auch in diesem Ausnahmefall analog einzuordnen. Dadurch ergeben sich positive Korrelationskoeffizienten.

*Solche positiven Korrelationen zwischen produktiver Nutzung und störungsbedingtem Unterbrechen ergaben sich beim Fällen (r = 0,09**), Einlegen (r = 0,18***) und Abrollen (r = 0,29***). Gerade bei diesen Ablaufabschnitten ist jedoch auch eine andere Erklärung denkbar: Besonders abholzige und astige Stämme benötigen bei der produktiven Nutzung mehr Zeit, außerdem traten gerade hier bevorzugt Störungen auf. Ein Gesichtspunkt, der eher für Meßfehler spricht, wird bei der Erörterung der Verteilungen noch zur Sprache kommen (s. 4.3).*

*Negative Korrelationen zwischen aufeinanderfolgenden, schwer zu trennenden Ablaufabschnitten, beispielsweise zwischen Positionieren des Fällkopfes und Fällschnitt, weisen auf einen anderen typischen Fehler hin: Wenn der vorangegangene Ablaufabschnitt fehlerhafterweise zu kurz notiert wurde, fällt der nachfolgende um so länger aus. Solche negative Korrelationskoeffizienten traten auf zwischen Fällschnitt und Baum-Einlegen (r=-0,19***) und zwischen Zopfen und Abrollen (r=-0,19***).*

Die Zweckmäßigkeit einer vorläufigen Auswertung noch während der Arbeitsstudien wird durch solche Prüfungen unterstrichen. Sofern sie zu einer Änderung der Aufnahmeanleitung führen, müssen allerdings alle zuvor gewonnenen Daten getrennt ausgewertet oder eliminiert werden.

Die Regressionsanalyse liefert - wie nicht anders zu erwarten - Ausgleichskurven mit geringen Bestimmtheitsmaßen. In Tab. 7 sind einige Regressionen des Teilkollektivs "Bäume mit Prozeßzeiten, BHD, Erntelänge und Zopf" zusammengestellt. Der Einfluß des Fußdurchmessers wurde in dem kleineren Teilkollektiv, für das diese Variable vorlag, geprüft; dabei ergab sich, daß der Beitrag zur Streuungserklärung minimal ist, wohl auf Grund der Interkorrelation zum BHD. Durch logarithmische (nat. log.)

Tabelle 7: Ergebnisse der Regressionsanalyse

(berechnet aus dem Teilkollektiv "Prozeßzeit" mit BHD, Erntelänge und Zopf, n = 568)

abhängige (Ziel-)Variable	Einflußfaktoren (unabhängige Variable) x_1, x_2	Konstante a_o	Regressionskoeffizient a_1, a_2	B-Wert
RAZ zyklusbezogen (Deziminuten)	BHD (cm)	7,04	0,130	0,07
	BHD (cm)	7,29	0,282	
	Zopf (cm)		-0,302	0,13
Einlegen (Deziminuten)	BHD (cm)	0,66	0,054	0,10
Asten (Deziminuten)	Asterrücklauf (m)	3,14	0,217	0,19
	Asterrücklauf (m)	2,24	0,234	
	Erntelänge (m)		0,090	0,21
RAZ zyklusbezogen (berechnet aus dem Teil-Kollektiv "Verteilzeit" n = 648)	BHD (cm)	8,129	0,165	0,058

Einfache und mehrfache lineare Regressionen nach der Funktion

$$= a_o + a_1 * x_1$$

bzw.

$$= a_o + a_1 * x_1 + a_2 * x_2;$$

Transformationen wurden keine Ausgleichsfunktionen mit höherem B-Wert erreicht, die graphischen Darstellungen ergaben keinerlei Hinweis auf Nicht-Linearität (s. auch Abb. 6 und Abschnitt 4.3).

Obgleich zwischen Baummaßen, insbesondere zwischen BHD und Erntelänge, Zusammenhänge mit beträchtlicher Reststreuung bestehen (s. Tabelle 4), leistet jeweils nur eine dieser unabhängigen Variablen einen signifikanten Beitrag zur Streuungserklärung, die zweite interkorrelierte unabhängige Variable fällt unter die Signifikanzschwelle. BHD und Erntelänge sind dabei oft austauschbar. Dieser Umstand läßt darauf schließen, daß die Reststreuung weniger mit Hilfe zusätzlicher Baumdaten aufgeklärt werden kann, die alle mehr oder weniger interkorrelliert sind, als durch sonstige Einflußfaktoren (Gelände, Maschinenführer). Bei einigen Ablaufabschnitten ist der geringe Zusammenhang zwischen Zeitbedarf und Baumdaten schwer zu interpretieren. So ist z. B. beim Asten die Geschwindigkeit des Schlittens konstant, daher sollte die Entastungslänge für den Zeitbedarf maßgeblich sein; diese setzt sich zusammen aus der Erntelänge und dem zusätzlichen Weg des Entastungsschlittens, der bei wiederholter Bearbeitung von Stammteilen wegen unbefriedigender Entastungsqualität nach dem ersten Durchgang anfiel. Der Regressionskoeffizient - der Betrag in Zeiteinheiten (Deziminuten), um welchen die Entastungszeit ansteigt, wenn die bearbeitete Stammlänge um eine Einheit (Meter) zunimmt - beträgt beim Aster-Rücklauf das 2,6-fache, da der Schlitten ja zunächst zurückgesetzt werden muß. Zur Streuungserklärung leistet jedoch der Aster-Rücklauf einen weit größeren Beitrag als die Erntelänge.

*Die Variable "Aster-Rücklauf" eignet sich nun aber nicht zu Vorkalkulationen, weil ihre Ausprägung nicht vorausgeschätzt werden kann. Sie ist signifikant, jedoch mit geringer Straffheit mit dem BHD negativ korreliert (r = -0,22***), d. h. bei schwachen Bäumen mit biegsamen Ästen mußten länge-*

*re Stammteile nachentastet werden als bei stärkeren. Da die Erntelänge mit dem BHD positiv korreliert ist (r = 0,75***, s. Tabelle 3), wird verständlich, daß die Erntelänge alleine nicht zur Erklärung des Zeitbedarfs beiträgt.*

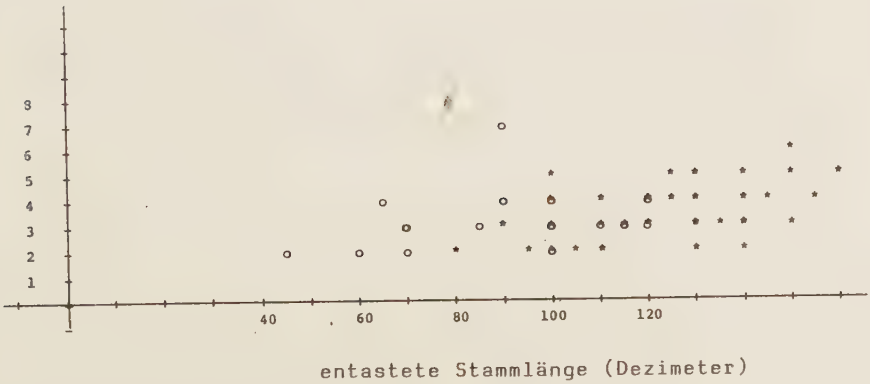
Durch Abb. 6 lassen sich die Zusammenhänge am Beispiel von zwei Gassen weiter verdeutlichen; der Zeitbedarf in Zehntelminuten ist über der Summe aus Erntelänge und Asterrücklauf in Dezimetern aufgetragen. Wenn kein Asterrücklauf auftrat, steht das Symbol "o", sonst das Symbol "*"; unter 10 m Bearbeitungslänge tritt "*" nur selten auf, über 12 m ausschließlich. Der eine oder andere Ausreisser könnte möglicherweise eliminiert werden, aber das breite Streuband, das durch nicht-linearen Ausgleich sicherlich nicht besser beschrieben werden könnte als durch linearen, wird dadurch nicht wesentlich konzentriert.

Abb. 6: Entastungsdauer in Abhängigkeit von der entasteten Stammlänge

Gassen 8 und 10
n = 81

o kein Rücklauf
* Rücklauf

} des Entastungskopfes



Ähnliche Bilder ergeben sich für alle Teilkollektive und für alle Ablaufabschnitte aus den Arbeitsstudien am RW 30. Untersuchungen mit anderen multifunktionalen Holzerntemaschinen, z. B. dem SS-103 Prozessor (BOMBOSCH, 1977, GUGLHÖR, 1978 c) oder dem GP-822 Prozessor (KLOOS, 1979, GUGLHÖR, 1979b) führten zu ähnlichen Ergebnissen.

Der neueren forstlichen Literatur über Holzernteverfahren nach zu schließen, wird daraus in der Regel einer der beiden folgenden Schlüsse gezogen:

- Für Vorkalkulationen wird ein einheitlicher Mittelwert des Zeitbedarfs pro Baum unterstellt bzw. er wird unmittelbar über das Volumen pro Baum und die pro Stunde bearbeiteten Bäume in die Produktivität (m^3/Stunde) umgerechnet; dadurch steigt die Produktivität scheinbar parallel zur Stückmasse mit dem BHD an, also außerordentlich progressiv. Eine große Straffheit dieser Beziehung analog der Beziehung Volumen = f (BHD) wird vorgetäuscht.

  Dagegen wiesen Regressionsanalysen mit der Zielgröße "Leistung pro Nutzungsstunde" bei baumweiser Berechnung nur unwesentlich geringere Reststreuungen auf als die mit der Zielgröße "Zeitbedarf" (GUGLHÖR, 1975); vor allem aber ergibt sich, daß die Produktivität langsamer mit dem BHD steigt, als es die Berechnung über Mittelwerte vortäuscht. Im oberen Bereich der Meßwerte beträgt die Differenz 20 % (über Regression: 11,5 m^3, über Mittelwert: 14,8 m^3).

- Auf statistische Auswertung der Arbeitsstudien wird ganz verzichtet; ganze Behandlungseinheiten (Hiebe) werden nach unterschiedlichen Verfahren bearbeitet und die Ergebnisse miteinander verglichen. Diese Methode wurde z. B. für den SS-103 von EISBACHER (1978) angewendet.

Wenn über Beispiele hinaus nach diesem Vorgehen allgemeingültige und repräsentative Ergebnisse hergeleitet werden sollen, ist eine Vielzahl von Behandlungseinheiten unter den unterschiedlichen Bestandes- und Geländebedingungen erforderlich; ferner sind Informationen darüber erforderlich, wie die verschiedenen Einheiten an der Gesamt-Waldfläche oder den zu bearbeitenden Flächen beteiligt sind.

In der vorliegenden Arbeit wird statt dessen versucht, über spezielle Modelle Erklärungen, Interpretations- und Prognosemöglichkeiten zu finden. Zunächst sollen jedoch der Systembegriff und Modelle am Beispiel von Holzernteverfahren erörtert werden.

3 Systembegriff und Modelle für Holzernteverfahren

3.1 Der Systembegriff

Wenige Begriffe erscheinen so häufig in der neueren Literatur ganz verschiedener Wissenschaften wie der Systembegriff; gleichzeitig wird er oft unkritisch und unscharf verwendet. Komplexe Probleme wirtschaftlicher und technischer, aber auch gesellschaftlicher Art können mit Hilfe der Systemtechnik analysiert, strukturiert, abgegrenzt oder verallgemeinert werden; allerdings besteht die Gefahr, daß dies nur verbal geschieht und tatsächlich eher eine Verschleierung erfolgt.

Eine allgemeine Definition in Anhalt an DIN 19 226 lautet: Ein System ist eine Gesamtheit von geordneten Elementen, die Eigenschaften haben. Sie sind untereinander durch Beziehungen verknüpft, die einem bestimmten Zweck dienen.

Durch die Struktur und durch die Zweckbestimmungen unterscheidet sich demnach ein System von einer bloßen Menge von Elementen.

Mit dem Systembegriff und Anwendungen in der Forstwirtschaft befaßt sich HÖFLE (1975a, 1975b); dabei kommt er auch auf Holzernte-Systeme zu sprechen, die in der Systemhierarchie zwischen dem Übersystem Forstbetrieb und dem Untersystem Holzerntemaschine liegen.

Eine ausführliche Erörterung des Systembegriffs liefert ferner EFTHYMIOU (1976); er erwähnt die Bedeutung des Systembegriffs für die Philosophen von der Antike bis zur Neuzeit und geht ausführlicher auf die Entwicklung seit dem 2. Weltkrieg insbesondere in den USA ein. Ausgehend von komplexen "Produktionssystemen" beschreibt er das Vorgehen bei der Untersuchung eines Kiefernsperrholz-Projektes.

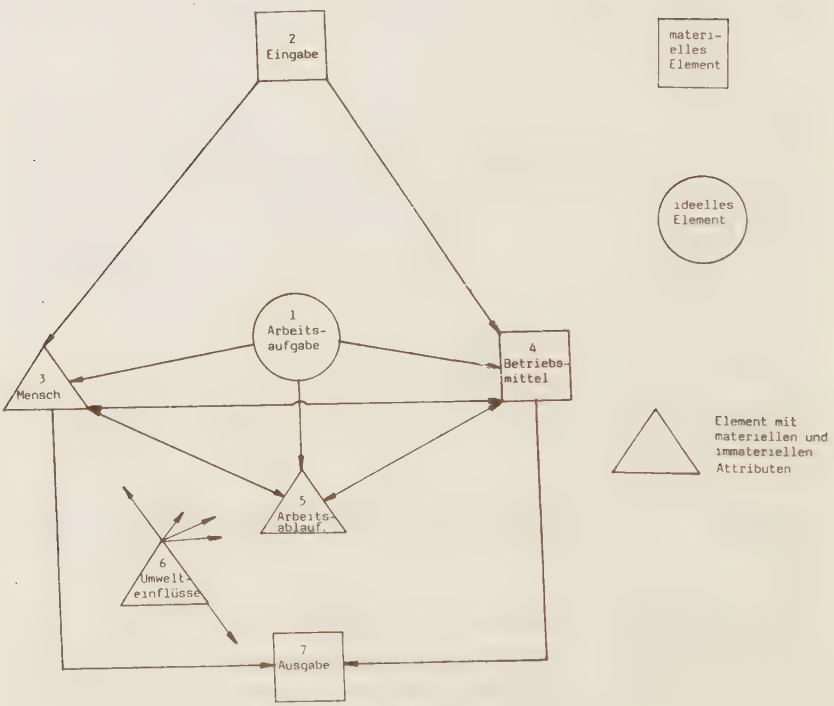
BARTELHEIMER (1979) erörtert mehrere in der Forstwirtschaft auf verschiedenen Hierarchie-Ebenen denkbare Systeme, bevor er den Forstbetrieb als dynamisches offenes System dis-

kutiert; besonders hervorgehoben als Vorzug der Systemtheorie wird die Black-Box-Methode, also die Möglichkeit, Teilsysteme als Element des übergeordneten Systems aufzufassen, deren innere Struktur zunächst nicht interessiert.

Als sehr komplexes System definiert AULERICH (1973) ein Forst- und Holzwirtschafts-Unternehmen.

Die Definition des Arbeitssystems nach REFA (1971) enthält eine umfassende und allgemeingültige Theorie, unter ausdrücklicher Einbeziehung von rein ideellen Komponenten; für diese Entwicklung war NADLERs "IDEALS-Concept" von 1967 und die Übertragung und Verbreitung in Deutschland durch HILF (NADLER 1969; HILF 1967a, b, 1968) maßgeblich. Durch Abbildung 7 soll demonstriert werden, wie materielle (□), ideelle (○) und zusammengesetzte (△) Elemente zusammenwirken. Dabei wird auch deutlich, daß jedes Element für sich als System betrachtet und weiter strukturiert werden kann. So ergibt sich eine Hierarchie von Systemen; je nach Zweck einer Untersuchung kann die Ebene gewählt werden. Durch eine andere - engere - Abgrenzung des Systems zur Umwelt läßt sich eine einfachere und klarere Struktur des Systems herstellen; im Beispiel des Arbeitssystems nach REFA wäre das z. B. möglich durch Abgrenzung gegenüber der Umwelt, die in Abb. 7 als Element enthalten ist.

Abb. 7: Arbeitssystem in Anhalt an REFA



Die verschiedenen Möglichkeiten der Systembildung seien in Anhalt an NIEMEYER (1973) am Beispiel von mechanisierten Holzernteverfahren diskutiert; bei diesem Autor steht der Begriff Attribut für Eigenschaft und Aktivität für Beziehung.

Ein einfaches materielles System könnte die Elemente oder natürlichen Komponenten

- ausgezeichneter Bestand bzw. Bäume mit bestimmten Eigenschaften wie Stärke, Astigkeit

- Waldarbeiter mit Motorsäge und anderem Werkzeug, mit bestimmtem Leistungsgrad

- Rückeschlepper mit bestimmten technischen Parametern

- Output in Form von Poltern an der Waldstraße

miteinander verknüpfen. Die Beziehungen wären durch die Folge der Abläufe gegeben, also durch das, was bei REFA als Element "Arbeitsablauf" erscheint.

Ein rein immaterielles Holzerntesystem könnte aus den Elementen Information, Planung, Arbeitsorganisation, Motivierung der Mitarbeiter und Kontrolle zusammengesetzt werden. Ein solches System könnte eine formale Struktur erhalten, aber auch als nichtformales immaterielles System mit traditionellen Verhaltensweisen, spontanen Zuordnungen unterschiedlicher Arbeitsverfahren und soziologischer Gruppen beschrieben werden.

Näher liegt die Ausscheidung eines Systems, bei dem biologische und technische Elemente von einem immateriellen System überlagert werden. In das oben angeführte materielle System könnten z. B. die Elemente

- Zielsetzung

- Arbeitsordnung, Unfallverhütungsvorschriften

mit aufgenommen werden; durch weitere Zufügung von Elementen - z. B. Witterung, Gelände - kommt man schließlich zu komplexen Gebilden im Sinne des Arbeitssystems nach REFA.

Ein physikalisches System könnte auf die Elemente des Holzerntesystems, zwischen denen Energie ausgetauscht wird, begrenzt sein. Es könnte aber auch als System von nahezu unendlich vielen Molekülen aufgefaßt werden.

Dem Ziel dieser Arbeit, nämlich Entscheidungshilfen für den Einsatz von Holzerntesystemen herzuleiten, entsprechend, stehen materielle Holzerntesysteme im Vordergrund; die Struktur eines solchen Systems ist durch die Abfolge von Ablaufabschnitten gegeben. Passive Elemente, die Bäume, sind Eingabe, werden in ihrem Bearbeitungszustand verändert und verlassen schließlich als Output - im Beispiel des RW 30 als ein Polter von Rohschäften - das System. Aktive Elemente sind die Ablaufabschnitte oder Teilarbeiten, z. B. Fällen, Entasten. Die Bäume haben, jeder für sich betrachtet, konstante Attribute, wie z. B. einen bestimmten BHD; bei den Ablaufabschnitten ist das Attribut Zeitbedaf variabel und wird - unter anderem - von den Attributen des Baumes beeinflußt. Das Attribut Zeitbedarf ist von Natur aus stetig; soweit es aber aufgrund der begrenzten Ganggenauigkeit der Uhr und der Ablesegenauigkeit des Menschen in einer endlichen Zahl von Stufen (z. B. auf Sekunden genau) festgehalten wird, erscheint es als diskrete Variable. Dies gilt insbesondere für die Multimoment-Studie mit vergleichsweise wenigen Klassen.

Sofern der Zeitbedarf der aktiven Elemente innerhalb des Systems durch funktionale Zusammenhänge bestimmt ist, heißt dieses Attribut deterministisch. In einem Holzerntesystem tritt dieser Idealtyp nicht auf, die Attribute werden stets von zufälligen Umgebungseinflüssen und im Menschen liegenden Unregelmäßigkeiten in die Länge gezogen oder abgekürzt, sind somit stochastisch. Soweit die Eigenschaften eines Elements nicht meßbar sind, kann bei der Zielsetzung der vorliegenden Arbeit das betreffende Element ausgeschlossen

werden. So braucht beispielsweise der Mensch nicht als Komponente des Systems in Erscheinung treten, wenn seine Eigenschaften und seine Einflüsse auf die übrigen Komponenten nicht gemessen wurden. Ob bei einer statistisch gesicherten, aber mit großer Reststreuung behafteten Beziehung - z. B. dem Zeitbedarf "Fahren zum nächsten Baum" in Abhängigkeit von der Neigung des Geländes - ein Element - im Beispiel also das Gelände - aufgenommen wird oder nicht, hängt von der Zielsetzung ab. Vielfach wird man vorziehen, solche Elemente auszuschließen und die Gesamtvariation als stochastisch zu betrachten, obwohl ein Teil davon mit Attributen dieser Elemente korreliert ist.

Stochastische Eigenschaften eines Elements werden nicht durch Zuordnung eines bestimmten Wertes beschrieben, sondern durch Angabe der Häufigkeit, mit der die verschiedenen möglichen Ausprägungen auftreten. Die Häufigkeit soll möglichst durch Beobachtung - z. B. eine Arbeitsstudie - festgestellt werden; notfalls kann sie auch in Form des Analogie-Schlusses von ähnlichen Arbeitssystemen übernommen werden.

Wie sich Systeme dieser Art zu digitalisierbaren Modellen vereinfachen lassen, wird später beschrieben.

Abschließend sei zur Erörterung des Systembegriffs festgestellt, daß Holzerntesysteme und allgemein Arbeitssysteme offen sind; eine Eingabe - z. B. Bäume - tritt von außen in das System, eine Ausgabe - z. B. Rohschäfte - verläßt es wieder. Denkbar sind auch geschlossene Systeme, z. B. eine geschlossene Volkswirtschaft ohne Außenhandel.

Durch die Abgrenzung des Systems gegenüber der Umwelt und durch die Wahl einer Ebene in der Systemhierarchie tritt zweifellos bereits eine gewisse Schwerpunktbildung und eine Vereinfachung der Wirklichkeit ein. Die eigentliche Vereinfachung erfolgt aber durch die Modellbildung.

Ob durch die Beschreibung, ja sogar durch die Wahrnehmung des Menschen das wirkliche System überhaupt erfaßt wird oder bereits eine Transformation zu Modellen stattfindet, braucht hier nicht diskutiert zu werden.

3.2 Modelle für Holzernteverfahren

Die Studie eines Systems hat in der Regel das Ziel, Veränderungen vorzunehmen, die zu einer besseren Zweckerfüllung führen. Das reale System kann aber vielfach nicht oder nur mit erheblichem Aufwand verändert werden, überdies sind die Auswirkungen zunächst ungewiß. In solchen Fällen wird versucht, zunächst an einem Modell zu experimentieren; ein Beispiel ist die Reaktion einer Volkswirtschaft auf verschieden hohe Steuersätze, die schlecht am eigentlichen System getestet werden kann.

Auch an Holzerntemaschinen wäre es mit erheblichem Aufwand verbunden, Veränderungen des Systems, z. B. Austausch des Auslegers für den Fällkopf durch einen weitreichenden Kran oder Vergrößerung der Sammelwanne beim RW 30, vorzunehmen; zahlreiche Varianten müßten "auf Verdacht" getestet werden. Ferner kommt es vor, daß eine Maschine noch nicht existiert und vor der Ausführung eines Prototyps bereits Aussagen etwa über die Produktivität des Systems gemacht werden sollen.

In solchen Fällen sind Modellstudien "der einzige Weg, mit nicht existenten materiellen Systemen zu experimentieren bzw. Versuche an existierenden Systemen vorzunehmen, ohne diese zu stören oder zu zerstören". (NIEMEYER, 1973, S. 18)

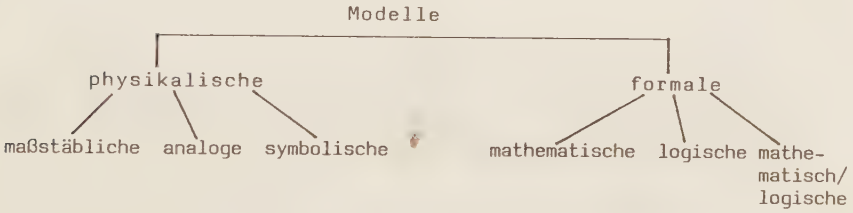
Darüber hinaus läßt sich das Modell gegenüber der Wirklichkeit beliebig vereinfachen. Das betrifft nun nicht mehr nur die Wahl der Ebene in der System-Hierarchie und die Abgrenzung zwischen System-Komponenten und Umwelt, sondern gerade auch die Beschränkung auf ganz bestimmte Attribute und Aktivitäten, die durch die spezielle Problemstellung in den Vordergrund rücken (SCHMID-HAAS, 1976).

Von den vielen Eigenschaften der Komponenten einer Holzerntemaschine könnte z. B., je nach Zweck der Studie, einmal der hydraulische Druck, einmal der Energieverbrauch und schließlich der Zeitbedarf betrachtet werden.

Allgemein ist also ein Modell definiert als "physikalisches oder formales System, das das betrachtete System mit mehr oder minder großem Abstraktionsgrad darstellt und dessen charakteristisches Verhalten zu studieren gestattet" (NIEMEYER, 1973, S. 19).

Die Verschiedenen Möglichkeiten von Modellen sollen wiederum am Beispiel von Holzernteverfahren oder, auf einer unteren Ebene der Systemhierarchie, am Beispiel von Einzelmaschinen erörtert werden. Eine Übersicht gibt die Abb. 8.

Abb. 8: Typen von Modellen nach NIEMEYER (1979)

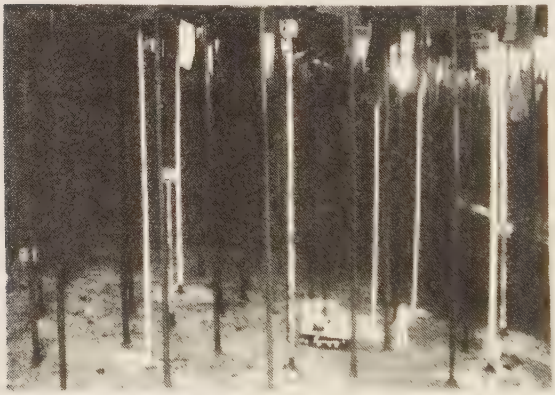


Die Gruppe der physikalischen Modelle war von jeher in der Holzernte häufig vertreten. Dazu gehören Maßstabsmodelle wie die verkleinerte Nachbildung von Holz-Riesen oder auch von Schleppern oder Seilkränen.

Bei der Messe INTERFORST 1974 in München wurde z. B. eine Zusammenstellung von 12 solchen Modellen verschiedener Holzernteverfahren gezeigt (PLOCHMANN, R., RAEDER-ROITZSCH, E., 1974).

Abb. 9: Maßstabsmodell auf der Interforst 1974

SERIAS-System zum Entasten und Entrinden stehender Bäume (2 Arbeiter, 1 Kleinraupe, insgesamt 5 Serias-Geräte, teils im Aufstieg beim Entasten, teils im Abstieg beim Entrinden, teils in Wartestellung)



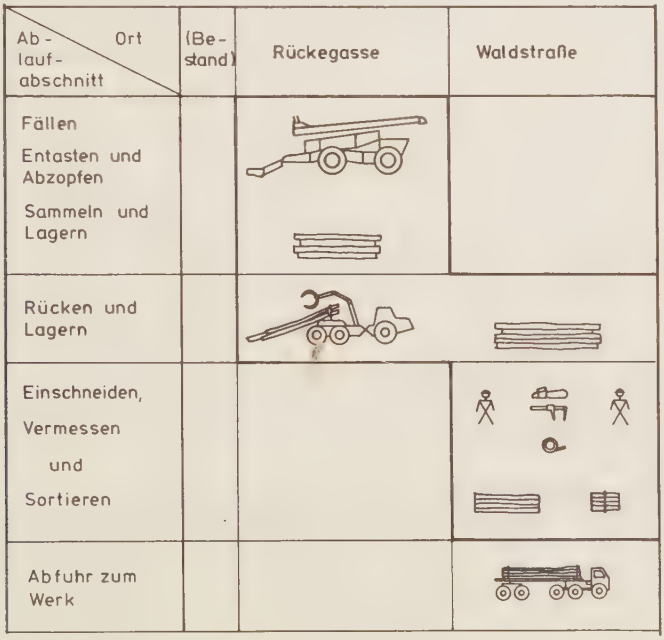
Während diese Modelle einen Zustand des Systems statisch abbildeten, verfügen Maschinenhersteller vielfach über Funktionsmodelle, die z. B. den Ablauf einer Seilbringung mehr oder weniger naturgetreu abbilden.

Sofern im Maßstabsmodell dieselben Materialien verwendet werden wie im realen System, kann die Funktionsfähigkeit geprüft werden; das spielte in früheren Jahrzehnten für den Entwurf von Bringungsanlagen eine große Rolle.

Analogmodelle, die zweite Möglichkeit von physikalischen Modellen, bei welchen das Material der Elemente und deren Eigenschaften sowie die Struktur des Systems völlig verändert sein kann und lediglich die Systemaktivitäten analog ablaufen, sind für die Holzernte weniger bekannt. Ein Beispiel ist die "Maschinensäge", mit der Bewegungsabläufe des Sägens nachgeahmt wurden, um verschiedene Sägeformen und -materialien objektiv vergleichen zu können (STREHLKE, 1929).

Symbolische Modelle schließlich als dritte Form der physikalischen Modelle werden zur Darstellung von Holzernteverfahren häufig verwendet. Die verschiedenen Möglichkeiten symbolischer Kennzeichnung diskutiert WARKOTSCH (1977); als Beispiel für den Vorschlag des Lehrstuhls für Forstliche Arbeitswissenschaft und Verfahrenstechnik dient Abb. 10.

Abb. 10: Symbolisches Modell eines Arbeitssystems
Schwachholzernte mit dem Durchforstungsvollernter RW 30



Den physikalischen Modellen stehen die formalen gegenüber, die wiederum in mathematische und logische gegliedert werden.

Bei den mathematischen Modellen werden die Attribute der Systemelemente durch numerische Konstanten und Variablen dargestellt, die Aktivitäten können durch mathematische Funktionen ausgedrückt werden.

Logische Modelle sind dadurch gekennzeichnet, daß die Attribute auch durch nicht-numerische Variablen und Konstanten dargestellt werden; ein Beispiel ist der Zustand "frei" bzw. "besetzt" eines Systemelements, der allenfalls durch numerische Werte codiert werden kann. Solche logischen - NIEMEYER bezeichnet sie als mathematisch/logische - Modelle herrschen bei der Simulation von Systemen durch Rechenanlagen (Computer-Simulation) vor.

Ebenso wie im realen System können in Modellen die Attribute stetig oder diskret ausgeprägt sein; wenn, wie oben ausgeführt, nur diskrete Ausprägungen überhaupt erfaßt werden können, sollte auch das Modell diskrete Werte verwenden.

Vereinfachung als Zweck der Modelle läßt es vielfach wünschenswert erscheinen, stochastische Beziehungen im realen System durch funktionale Beziehungen des Modells abzubilden. Das ist in vielen forstlichen Modellen der Fall, insbesondere z. B. bei Ertragstafeln oder Vorgabezeit-Tabellen. In anderen Fällen ist es dagegen erwünscht, die stochastische Natur des realen Systems auch im Modell zu bewahren. Dies ist in formalen Modellen durch Verwendung von Zufallszahlen-Generatoren möglich.

Genau besehen müssen diese als pseudostochastische Modelle bezeichnet werden, soweit ein Rechner mit Pseudo-Zufallszahlen-Generator verwendet wird.

Von den vielen Möglichkeiten zur Modellierung eines Holzerntesystems wird auf Grund der Zielsetzung der vorliegenden Arbeit ein mathematisch/logisches Modell gewählt; seine Komponenten bestehen aus:

- Input in Gestalt von Bäumen
- Output in Gestalt von Rohschäften
- Ablaufabschnitten, weitgehend identisch mit Funktionsgruppen (z. B. Fällkopf, Entastungseinheit) der Maschine.

Als Attribut der aktiven Komponenten interessiert ausschließlich der Zeitbedarf; er kann entweder durch eine Regressionsgleichung oder durch einen Zufallszahlen-Generator als Abbildung der stochastischen Natur der Zusammenhänge im wirklichen Systemen zugeordnet werden. Quasi als Mittelweg kann auch die Reststreuung einer Regression mit Hilfe von Zufallszahlen generiert werden, sodaß (je nach dem beobachteten Bestimmtheitsmaß) ein größerer oder kleinerer Beitrag zur Ausprägung des Attributes durch funktionale Berechnung oder Zufallszahlen geleistet wird. Soweit nicht ausschließlich funktionale Beziehungen gewählt werden, heißt das Modell stochastisch; soweit die Attribute quantitativ (numerisch oder digital) beziffert werden, handelt es sich um ein digitales Modell.

Durch Iteration - den immer gleichen Elementen des Modells werden jeweils neue Zeitbedarfswerte als Attribute zugeordnet - wird das Verhalten des realen Systems nachgeahmt. Diesen Vorgang, der nicht mehr Gegenstand der vorliegenden Arbeit ist, bezeichnet man als Systemsimulation.

Eine andere Form des mathematisch/logischen Modells, das für Probleme der Holzernte häufig verwendet wird, stellen die Modelle der mathematischen Programmierung dar, meist in linearer Form (BARTELHEIMER, von DROSTE, 1975; HÖFLE, 1967).

Bevor ein digitales stochastisches Modell des RW 30 entwickelt wird, soll durch einen kurzen Literatur-Überblick gezeigt werden, welche Möglichkeiten der System-Simulation in der Holzernte bislang untersucht und beschrieben worden sind.

3.3 Simulation von Holzernteverfahren, eine Literaturübersicht.

Zu berücksichtigen sind hier insbesondere die Arbeiten von NEWNHAM am Forest Management Institute der kanadischen Forstverwaltung in Ottawa.

3.3.1 Die Arbeiten von NEWNHAM und die schwedischen Simulations-Modelle.

NEWNHAM hatte 1964 ein Bestands- und Wachstums-Modell für künstlich begründete Douglasienbestände Britisch-Kolumbiens veröffentlicht; dabei ging er von freistehenden Bäumen aus, deren Wachstum durch Konkurrenz benachbarter Bäume je nach Abstand und soziologischer Stellung reduziert wird. Da keine Ertragstafeln zur Verfügung standen, sollten auf diese Weise Grundlagen für betriebliche Entscheidungen hergeleitet werden (NEWNHAM, 1979).

Vergleichbar war die Situation Mitte der 60er-Jahre bei der Mechanisierung der Holzernte in Ostkanada (SILVERSIDES, 1971): Beim Rücken hatte der Forst-Spezial-Schlepper (Knickschlepper) in wenigen Jahren das Pferd abgelöst, Fällen und Aufarbeiten erfolgte noch zu 99 % motormanuell; Fachleute rechneten damit, daß diese Arbeitsgänge in weniger als einem Jahrzehnt fast völlig mechanisiert sein würden. Die Maschinenindustrie stand vor der Aufgabe, rasch geeignete Maschinen zu entwickeln; ohne langwierige Experimente und kostspieligen Bau von Prototypen sollten die grundsätzlich bereits bekannten Maschinenkomponenten - z. B. Fahrgestell, Kran, Fällkopf - so kombiniert werden, daß Baukosten und Produktivität der Maschine sich zueinander möglichst günstig verhielten. Eine Schlüsselfrage war z. B., ob eine solche Maschine besser sehr beweglich sein solle, um jeden Baum anzufahren, oder ob sie einen leistungsfähigen Kran haben solle, um von einer Aufstellung aus mehrere Bäume zu ergreifen.

NEWNHAM (1966) versuchte das Problem zu lösen, indem er ein Maschinen-Modell und ein Bestands-Modell miteinander koppelte.

Das Maschinenmodell enthält als Elemente die wichtigsten Ablaufabschnitte, denen ein bestimmter Zeitbedarf als Attribut zugeordnet wurde. In der ursprünglichen Version (NEWNHAM 1967) waren dies:

- Fahren, abhängig von der Geschwindigkeit der Maschine und der Entfernung zur nächsten Aufstellung.

  Die Geschwindigkeit wurde in verschiedenen Simulationsläufen variiert, um die unterschiedlichen technischen Möglichkeiten zu testen. Zu jedem Fahren wurde eine "Verzögerung" von 5 Sekunden für Anfahren, Abbremsen und "Überlegen" zugeschlagen.

  Die Entfernung ergab sich aus dem Bestandsmodell;dieses bestand aus einem nach Stammzahl, Vorrat und BHD-Verteilung typischen Bestand, bei dem jedem Baum X-Y Koordinaten zufällig zugeordnet wurden, so daß seine Lage im Bestandsgrundriss festgelegt war. Von jeder Maschinenaufstellung aus wurden alle Bäume in der Reichweite des Krans "gefällt" (Kahlschlag-Modell), daraus ergab sich dann, wie weit die Maschine auf der vorgegebenen geraden Linie weiterfahren konnte.

- Fällen, Entasten und Ablegen, wobei die Zeit für das Greifen nach dem Baum vom Schwenkwinkel des Krans abhängig war, alle übrigen Zeiten wurden als konstant angenommen. Der Schwenkwinkel ergab sich wiederum aus den Bestandsmodell durch Maschinenstandpunkt, Standpunkt des zuletzt gefällten und des als nächstes zu ergreifenden Baumes. Durch unterschiedliche Winkelgeschwindigkeiten des Krans wurden in verschiedenen Simulationsläufen die maschinenbaulichen

Möglichkeiten durchgetestet.

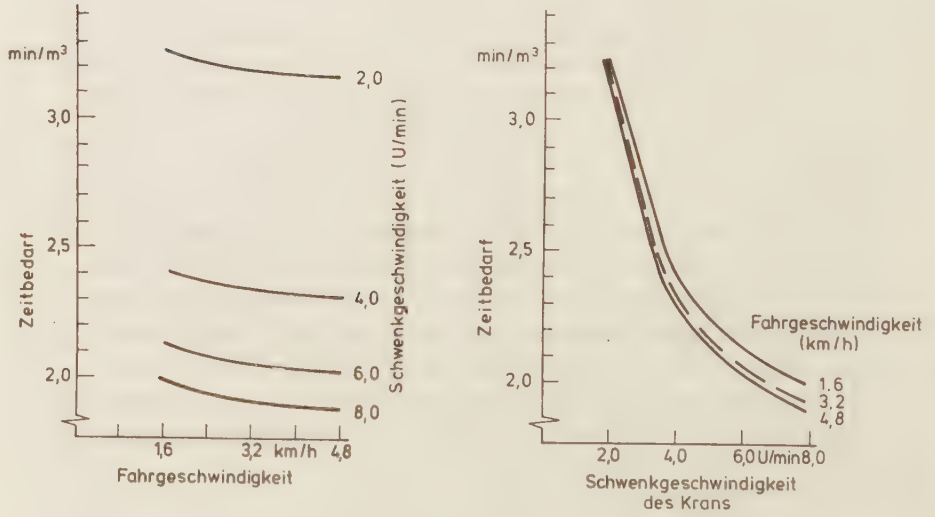
- Entladen (für diejenigen Maschinen-Versionen, bei denen die Bäume in einer Sammelwanne oder Klemmbank abgelegt worden waren).

- Fällen von unverwertbaren Bäumen.

Andere Zeiten, wie z. B. Störungen und Verteilzeiten, wurden, entsprechend der Zielsetzung und den verfügbaren Informationen, nicht in das Modell aufgenommen.

Als eines der Ergebnisse dieser Simulation wurde gezeigt, daß die Schwenkgeschwindigkeit des Krans für die Produktivität von erheblichem, die Fahrgeschwindigkeit von ganz geringem Einfluß ist (Abb. 11).

Abb. 11: Einfluß von Schwenkgeschwindigkeit des Krans und Fahrgeschwindigkeit auf den Zeitbedarf einer Holzerntemaschine (nach NEWNHAM, 1967)



In der Folge wurde dieses Modell in Zusammenarbeit mit der Forstlichen Hochschule in Stockholm (NEWNHAM und SJUNNESON, 1969) und der Logging Research Foundation Skogsarbeten (ALMQUIST, 1968) verfeinert und für Durchforstungen modifiziert; zu diesem Zweck wurde eine komplizierte Geometrie, beruhend auf "Kronenwiderstandskreisen" entwickelt: Durch die Kronen verbleibender Bäume wird das Herausheben der gefällten Bäume verlangsamt oder sogar verhindert, was ein ausgeklügeltes Modell entweder durch Erhöhung des Zeitbedarfs oder Wahl eines weiteren Aufstellungspunktes berücksichtigt (NEWNHAM, 1971). Außerdem wurde das Maschinenmodell erweitert, um verschiedene Aufarbeitungsfunktionen, vom einfachen Fäller bis zu komplexen Vollerntern, darstellen zu können.

Das wichtigste Ergebnis dieser Simulation war, daß Verbesserungen an der Maschine, also insbesondere rascheres Arbeitstempo, ohne nennenswerte Auswirkung auf die Produktivität in der Durchforstung blieben, vielmehr Bestandsparameter, z. B. der mittlere BHD, und Eingriffsart entscheidend waren (SJUNNESON, 1970).

Eine weitere wesentliche Modifikation des Maschinen-Modells durch die Verwendung eines Mehrfach-Fällkopfes beschreiben SJUNNESON und SANTESSON (1972); Zeiteinsparungen bis zu 40 % werden angegeben. Solche Mehrfachfällköpfe werden inzwischen von verschiedenen Herstellern angeboten.

Erhebliche Bedeutung gewann bei diesen Entwicklungen das Bestandsmodell. In Schweden waren 1967 - 1968 über das ganze Land verteilt in Jungbeständen 70 Probeflächen von je 0,1 ha Größe baumweise aufgenommen worden, mit den Daten Baumart, X und Y -Koordinaten, BHD, Rindenstärke, Fuß-Durchmesser, Baumhöhe, Ansatz von Dürrästen sowie der grünen Krone, Derbholzlänge, Kronenkontakt, Durchmesser des größten Astes, Gesundheitszustand bzw. Beschädigungen und sozialer Stellung;

für eine Stichprobe gefällter Bäume kamen noch Gewicht mit und ohne Äste, Schwerpunkt von Baum und Stamm und Volumen dazu (BREDBERG, 1972). Ähnliche Erhebungen wurden für Dikkungen (GUSTAVSSON,1974) und Altbestände (HERLITZ, 1975) durchgeführt.

Ein anderes Verfahren der Bereitstellung von Bestands-Modellen beschreibt NEWNHAM (1968), nämlich die Generierung durch EDV-Anlagen; dabei werden räumlich nach unterschiedlichen Mustern verteilten (Gleich-, Zufalls- und geklumpte Verteilung) Punkten zufällig BHD-Werte zugeordnet. Ein verbessertes Verfahren berücksichtigt die auftretenden Interdependenzen, z. B. die mit Dichtstand gekoppelte Durchmesserabnahme (NEWNHAM und MALOLEY, 1970).

Solche "wirklichkeitsnah" generierten Bestandsmodelle weisen gegenüber den tatsächlich existierenden Bestandstypen den Vorteil auf, daß sie beliebig oft reproduziert werden können und frei von Unregelmäßigkeiten sind (ALMQUIST, 1973).

Bemerkenswert an den Arbeiten NEWNHAMS ist nicht nur, daß er verschiedene Methoden der Unternehmensforschung außer für Maschinen- und Bestandsmodelle auch für die Modellierung von ganzen Betrieben einsetzt (NEWNHAM, 1975), sondern auch, daß er die Entwicklung und Anwendung der Simulation viele Jahre lang verfolgt und kommentiert hat (NEWNHAM, 1979). Probleme konnten nach seiner Ansicht dann mit Hilfe der Simulation einer Lösung näher gebracht werden, wenn

- das Modell nicht so kompliziert ausfiel, daß es nur mehr der Urheber verstand. So meint er, daß die Bestandsmodelle zu kompliziert waren und daß für Fragen der Holzernte "einfachere Modelle, z. B. die MARKOV-Ketten", ausreichen würden.

- das Modell zum richtigen Zeitpunkt bereitstand. Die Maschinenmodelle z. B. wurden entworfen, als die Anwendung von Holzerntemaschinen einen sprunghaften Aufschwung erlebte und die Entwicklung noch offen war. Nach Ansicht NEWNHAMs hätte der optimale Zeitpunkt noch zwei bis drei Jahre früher gelegen.

Offen bleibt, ob dann die zur Konstruktion der Modelle erforderlichen Maschinenparameter verfügbar gewesen wären.

Einen gewissen Höhepunkt erreichte die Simulation von Holzerntemaschinen mit der parallelen Entwicklung von Modell und Prototyp der Livab G 1 Durchforstungsmaschine (JOHANSSON, 1975). Die bereits erwähnten Vorarbeiten - Bestandsmodelle von BREDBERG, Maschinenmodelle von SJUNNESON und ALMQUIST - konnten voll genutzt werden, Maschinenbauer (H. O. SÄLL) und Modellbauer (A. JOHANSSON) arbeiteten nahezu 2 Jahre lang Hand in Hand, und so konnte 1973 der vielleicht bis heute höchstentwickelte selektive Durchforstungs-Vollernter als Prototyp demonstriert werden. (Übrigens kam er nie auf den Markt, weil die Herstellerfirma die Forstmaschinenproduktion einstellte.) Dabei wurden mit jedem Entwicklungsstadium intensive Arbeitsstudien durchgeführt, teilweise mit Hilfe von Filmaufnahmen.

Folgende Ergebnisse der Simulation bzw. Besonderheiten der Maschine sind hervorzuheben:

- Ein Kran mit 10 Meter Reichweite erwies sich bei den unterstellten Stammzahlen, Eingriffsmustern und Sichtverhältnissen am günstigsten und wurde gebaut.

- In älteren Durchforstungen war die individuelle Aushaltung von Sägeholz gegenüber Einschneiden von Industrieholz in Standardlängen vorzuziehen.

- Die Sicht des Maschinenführers auf die ausgezeichneten Stämme war kein Problem, sofern die selektive Entnahme in der Nähe der Maschine begann und nach außen fortgesetzt wurde.

- Bestandsmodelle, in welchen eine Jugendpflege stattgefunden hatte, erlaubten weitaus höhere Leistungen als ungepflegte.

- Der Zeitbedarf pro Baum betrug in ungepflegten Beständen 0,8 Minuten pro Baum, in bereits durchgearbeiteten 0,6 Minuten (SONDELL, 1974).

Als Kosten für das Simulations-Modell wurden 50 - 100.000 Schwedenkronen (1975) genannt, die durch Einsparungen beim Maschinenbau mehr als kompensiert worden sein sollen.

Abb. 12: Livab G 1 Durchforstungs-Vollernter

Zusammenfassend läßt sich die "kanadisch-schwedische Schule" der Maschinensimulation folgendermaßen charakterisieren:

- Bestandsmodelle und Modelle von Einzelmaschinen wurden durch Simulationsprogramme miteinander verknüpft. Als Attribute wurden physikalische/technische Parameter verwendet (Abstände, Winkelgeschwindigkeiten, Fahrgeschwindigkeiten, Reichweiten etc).
- Die Maschinenmodelle waren stets deterministisch; dahinter steht die Theorie, daß die stochastischen Einflüsse in einem Maschinensystem im voraus nicht abzuschätzen seien und den Vergleich von Maschinen bei unterschiedlichen Arbeitsverfahren oder Eingriffsmustern etc. nur erschweren.
- Die Programme wurden nicht in speziellen Simulationssprachen, sondern in allgemeinen Programmiersprachen (FORTRAN) erstellt; eine Ausnahme bildet JOHANSSONs Modell in SIMULA.

Dafür mag eine Rolle gespielt haben, daß anfangs Simulations-Pakete wie GPSS (General Purpose Simulation System) nicht zur Verfügung standen. Der Vorteil war zweifellos, daß spezielle forstliche Probleme, z. B. die Bestandsgeometrie, mit dem vollen Wortschatz von FORTRAN abgebildet werden konnten und das Modell nicht durch die "Philosophie" der Simulationssprache beeinflußt wurde (SARNA und CORCORAN, 1973); dieser Vorteil wurde durch höheren Programmieraufwand erkauft.

- Etwa über ein Jahrzehnt hinweg wurden Holzerntemaschinen als Prototypen gebaut, als Simulationsmodelle abgebildet, die realen Systeme zur Serienreife gebracht und weiter verbessert und die Modelle verfeinert, bis man glaubte, die Entwicklung sei so weit gediehen, daß durch Simulation maschinenbauliche Verbesserungen nicht mehr mit vertretbarem Aufwand zu erzielen seien.

Für andere Aufgaben, z. B. die Entwicklung von Pflanzmaschinen, wurde diese Methode jedoch weiterhin verwendet (ANDERSON, BERGLUND, BÄCKSTRÖM, 1977)

3.3.2 Deutschsprachige Arbeiten über Simulation bei der Holzernte.

In der deutschen forstlichen Literatur wurde zwar öfters auf Anwendungsmöglichkeiten der Simulation hingewiesen, so z. B. von SCHÖPFER (1968, 1971), konkrete Beispiele aus der Holzernte sind jedoch die Ausnahme

NAGEL (1971) schildert das Simulations-Problem der Abfertigung von Holzlisten an einem - eventuell einzuführenden - forstamtseigenen Computer.
SPIECKER (1974) erörtert die Anwendung der Simulation in forstlichen Planungsprozessen.

1969 beschrieben LA BASTIDE und BOL ein Simulations-Modell für das Rücken von Schwachholz; der Zeitbedarf war als Funktion von Rückedistanz, Durchmesser der Bäume und Polter-Volumen angegeben, das Modell also deterministisch.

Die Lösung einer Fragestellung aus der Holzernte, nämlich die Tätigkeit eines zusätzlichen Mitarbeiters auf einem Schwachholzhof zur Überwachung der Entrindungsanlage, beschreiben HRADETZKY und WOLF (1975); die Methodik der Simulation und die Anwendung der Simulationssprache GPSS[1)] wird ausführlich diskutiert. Der Zeitbedarf für Ablaufabschnitte der produktiven Nutzung war im Modell konstant, Störungen wurden nach Auftreten und Dauer zufällig eingeführt.

Kynast (1977) befaßt sich zwar auch mit der Holznutzung, aber im Hinblick auf Entscheidungen zur "optimalen" Umtriebszeit.

In jüngerer Zeit hat sich BARTELHEIMER (1979) kritisch mit der Methode der Simulation im Vergleich zu anderen Verfahren der Unternehmungsforschung auseinander gesetzt; das beschriebene Simulations-Modell SIFOR enthält auch Holzernte-Komponenten, allerdings mit dem betriebswirtschaftlichen Attribut Kosten.

[1)] General Purpose Simulation System

In Deutschland wurden also bislang nur vereinzelt Spezialfälle der Holzernte durch Simulationsmodelle dargestellt und untersucht.

3.3.3 Weitere Beispiele für die Simulation in der Holzernte

Vor allem in den USA sind zahlreiche Beispiele der Simulation für forstliche und holzwirtschaftliche Fragestellungen beschrieben worden; meist werden ganze Betriebe oder Betriebsteile in oft außerordentlich komplexen Modellen unter Verwendung hochentwickelter Simulationssprachen dargestellt. Die Holzernte wird dabei häufig behandelt, mit Vorliebe aber Transportvorgänge. Festzustellen ist dabei, daß vielfach das forstliche System mehr oder weniger stark auf eine modell-immanente "Philosophie" zugeschnitten, Daten mehr oder weniger willkürlich angenommen werden. Entsprechend dem "black-box"-Verfahren soll zunächst ein Übersichts-Modell entworfen und die Methode demonstriert werden; der Ausbau und die Ergänzung des Datenmaterials unterbleiben dann meistens.

Im folgenden sollen nur Modelle betrachtet werden, bei welchen die Holzernte im Vordergrund steht, nicht die Planung insgesamt oder ein Betrieb der Holzwirtschaft.

Ein Beispiel eines komplexen Holzerntemodells gibt SEPPÄLÄ (1971); ein manuelles und zwei mechanisierte Kurzholzernte-Systeme für Kahlschlag unter den Bedingungen Süd-Finnlands werden in der Simulationssprache GPSS (siehe Fußnote S. 68) modelliert. Der Autor hebt den modularen Aufbau und die dadurch erzielbare Flexibilität hervor; Input sind zum Einschlag heranstehende Bestände, ein Simulationslauf umfaßt ein Jahr, das Modell simuliert also eigentlich die Rohholzbereitstellung insgesamt.

Wie ein solches Modell unter den forstlichen und holzwirtschaftlichen Bedingungen von Britisch-Kolumbien aussehen könnte, beschreibt CRAIG (1971).

Ein Modell für die Holzernte im Osten der USA mit den dort eingesetzten Großmaschinen entwickelt CORCORAN (1973) ebenfalls in GPSS. Ein modifiziertes Modell stellen SARNA und CORCORAN (1973) vor, wobei die Vorteile von GPSS erläutert werden.

JOHNSON et al. (1972) schildern die Möglichkeiten der Simulation im Vergleich zu analytischen Verfahren am Beispiel der Holzernte in den Appalachen. Das Modell SAPLOS in FORTRAN und GASP (General Activity Simulation Program) IV wurde in den Folgejahren weiter ausgebaut, mit dem Ziel, Holzerntekosten voraus zu schätzen (GOULET et al., 1978).

Ein weiteres Modell für die Appalachen - Region hat MARTIN (1973) unter dem Namen T-H-A-T-S (Timber Harvesting and Transport Simulator) entwickelt. Für das Attribut Zeitbedarf verwendet er neben Mittelwerten mit Standardabweichung aus Zeitstudien hergeleitete Regressionen; häufig benutzt er Transformationen in den natürlichen Logarithmus.

Hervorzuheben ist außerdem, daß neben Holzernte und Transport auch die zur Durchführung erforderlichen Wegbaumaßnahmen im Modell enthalten sind.

Einen anderen universell verwendbaren Holzernte-Simulator mit dem Namen APHSS (Auburn Pulpwood Harvesting Systems Simulator) beschreiben HOOL et al.(1972). Das Modell umfaßt Holzernte und Transport bis zum Werk. Für jede Projektstufe, wie Fällen oder Rücken, wird eine Durchschnittszeit verwendet, somit ist das Modell deterministisch; es können aber auch Störungen und andere stochastische Elemente eingebaut werden. Das Element Bestand ist vereinfacht zu einer unendlichen Anzahl von Bäumen derselben Stückmasse.
In erster Linie soll an einem Beispiel gezeigt werden, wie

ein Holzernteverfahren mit Hilfe des Simulators gestaltet, entstört und optimiert werden kann.

Ein anderes Programmpaket zur Anwendung für Holzernte- und Transportprobleme beschreiben GUSTAFSON und SCHNECK (1975). Der Rückevorgang beispielsweise wird dabei so abgebildet, daß ein Programmteil die mittlere Rückeentfernung ermittelt, daraus die Fahrten pro Tag und durch Eingabe der durchschnittlichen Last die Produktivität berechnet. Stochastische Ereignisse wie Störungen können aber ebenfalls eingebaut werden. Im Vordergrund stehen das Problem, Erntemaschinen mit großer Produktivität in einem System aufeinander abzustimmen. Auch Modelle unterschiedlicher Bestandstypen, die auf Probeflächen beruhen, gehören zu diesem Simulationspaket.

Einen Gesamtüberblick über den erreichten Stand von Simulationsmodellen bei Betriebsplanung und Holzernte in den USA gibt RAJAGOPAL (1975).

Ein wegen seiner Fragestellung interessantes Simulations-Experiment beschreibt NEWMAN (1975); das Erntesystem beruht auf dem Koehring-Shortwood-Harvester, wohl der größten Holzerntemaschine (Maße 10,24 m x 4,69 m x 6,40 m, Gewicht ca. 50 t) und gleichzeitig eine der meist verkauften (Stückzahl mehrere Hundert). Die Maschine hat dem RW 30 vergleichbare Funktionen, nämlich Fällen, Aufarbeiten, Sammeln und Rücken zur Waldstraße; allerdings werden die Bäume in vertikaler Position entastet und in Standardlängen zu Kurzholz eingeschnitten. Die Frage war, ob sich das praxisübliche Verfahren, nämlich Abladen des Kurzholzes auf Stapel entlang der Waldstraße und nachträgliches Beladen der Transportfahrzeuge mit einer eigenen Lademaschine, nicht mit Vorteil durch direktes Umladen vom Harvester auf abgestellte Sattelauflieger ersetzen ließe.

Im Grundmodell werden im Anhalt an die in Ostkanada üblichen Einschlagsoperationen fünf solche Harvester, sieben Sattelauflieger und zwei Zugmaschinen kombiniert. Durch den ungebrochenen Transport, der mit dem Modell HOTLOG untersucht wird, werden Einsparungen von etwa 20 % der Erntekosten ermittelt, obgleich eine größere Anzahl von Sattelaufliegern bereitgestellt werden muß und gelegentlich Wartezeiten für die Harvester unvermeidbar sind. Als Modifikationen wurden modelliert

- die Auswirkung einer Verringung der Nutzlast der Sattelzüge von 42 auf 28 Tonnen infolge Gesetzesänderungen.

- Erweiterungen des Systems um eine wechselnde Anzahl von Sattelaufliegern und Zugmaschinen

- Erweiterung der Überstunden für die Maschinenführer, um mehr Flexibilität zu erreichen.

Im Modell werden die Ankunftszeiten der Harvester dadurch dargestellt, daß stochastisch festgelegte produktive Arbeitsabschnitte von gleichfalls stochastisch ermittelten Beladefahrten der Harvester "aufgezehrt" werden; aus Zeitstudien von BOYD wird eine mittlere Zyklusdauer mit einer Standardabweichung übernommen und Normalverteilung unterstellt. Ebenso werden die Zeiten für Laden, Abladen, Anhängen und für die Rundfahrten der Zugmaschinen mit Anhänger behandelt. Insofern stellt das Modell nur einen Spezialfall des klassischen Problems dar, eine Vielzahl von Elementen, zwischen denen sich immer wieder Warteschlangen bilden, einander in optimaler Anzahl zuzuordnen. Die von Bestandsverhältnissen, Gelände, Witterung etc. abhängige Dauer der Beladefahrt der Erntemaschine kann nur durch unterschiedliche Mittelwerte und Standardweichungen berücksichtigt werden.

Bemerkenswert ist an diesem Modell in FORTRAN noch die Programmierung der Begrenzung eines einzelnen Simulationslaufes; dies kann nicht nur in einer maximalen Anzahl von Schichten oder einer maximalen Menge von geerntetem Holz erfolgen sondern auch durch Vorgabe der Genauigkeit der Schätzung, die von der Simulation erreicht werden soll.

Das Simulations-Modell für die Rundholzanfuhr eines großen Holzverbrauchers von ROUTHIER (1974) soll hier erwähnt werden, obgleich der Straßentransport in Mitteleuropa gewöhnlich nicht zur Holzernte gerechnet wird. Das Problem - mehrere Lastzüge und Ladekräne werden einander zugeordnet, es entstehen immer neue Warteschlangen beim Be- und Entladen, der Zeitbedarf der einzelnen Aktivitäten ist teilweise durch Elemente des Systems determiniert, teilweise aber auch stochastisch durch Störungen und Reparaturzeiten überlagert - eignet sich gut zur Simulation. Interessant ist auch, daß die Anwendung dieses Modells durch die Holzindustrie Kanadas fünf Jahre später kritisch kommentiert wurde (GARNER, 1978). Durch Fallstudien wird belegt, daß das Modell zutreffende Ergebnisse liefert. Als Gründe für die geringe Akzeptanz durch die Betriebsleitungen wird das Mißtrauen gegenüber der Simulation wie gegenüber allen andern Methoden der Unternehmensforschung sowie der mangelhafte Informationsfluß zwischen Entscheidungsträger und Modellentwickler herausgestellt; das ursprüngliche Modell wird, geringfügig modifiziert, weiterhin zur Anwendung empfohlen.

Ein Anwendungsbeispiel für die Nutzung von Schlagabraum an der Westküste der USA geben BATE, JAYNE und ANHOLT (1976). Die Kosten sollten abgeschätzt werden, bevor in großem Stil in die Bereitstellung und Verwendung investiert wurde; Eingabedaten wurden meist von der konventionellen Holzerntetechnik übernommen, z. B. für Rücken und Transport, teilweise grob geschätzt. Das in SIMCOMP auf FORTRAN-Basis geschriebene Simulationsmodell soll sich auch für andere Probleme der Rohstoff-Beschaffung eignen.

Über ein ähnliches Modell, das allerdings detailliert angelegt und in der Datenbasis besser ausgestattet ist, berichtet BRADLEY (1974). Der zu erntende Bestand ist baumweise nach Maßen und Lage spezifiziert, das Eingriffsmuster einer Fällmaschine wird manuell in das Modell eingegeben, die Produktivität in Abhängigkeit von den Bestandesdaten ermittelt. Mehrere Rückeschlepper versorgen einen Hacker. Nach bestimmten Regeln wird festgelegt, ob sie mit ihrer Last warten, bis der Hacker frei ist, oder die Last zwischenlagern und in den Schlag zurückkehren; es kann auch der Fall eintreten, daß dem Hacker außer der gerade gerückten Last ein weiterer Vorrat vom Lagerplatz zugeführt werden muß. Das Modell schließt nicht nur den Hackschnitzel-Transport zum Werk ein, sondern auch die dort auftretenden Warteschlangen bis zum Wiegen und Abladen.

1978 berichten BRADLEY und WINSAUER über Verbesserungen an diesem Modell, insbesondere was die Datenbasis betrifft, und über umfangreiche Vergleiche zwischen den realen und den simulierten Elementen des Holzerntesystems. Für die Kalkulation des Zeitbedarfs der einzelnen Maschinen werden überwiegend Mittelwerte durch Zufallszahlen-Generatoren stochastisch der im realen System gemessenen Varianz angepaßt; für den Hacker dagegen wird eine Regressionsgleichung verwendet. Mit dem Modell wurden insbesondere die Auswirkungen unterschiedlicher Eingriffsarten und Maschinentypen auf die Bereitstellungskosten insgesamt geprüft.

GOULET et al. (1978) geben neben vier von den oben angeführten Modellen vier weitere - weniger bedeutsam erscheinende - an, die kritisch verglichen werden; dort finden sich auch zahlreiche Literaturangaben.

Gemeinsam ist den in diesem Abschnitt beschriebenen Modellen im Unterschied zu den zuvor (3.3.1) angeführten Bestands-Maschine-Modellen (physikalisch/technischen Modellen):
- Die Rohholzbereitstellung als Ganzes oder ein ähnlich komplexer Wirtschaftssektor wird dargestellt.

- Als Attribute stehen betriebswirtschaftliche Parameter, insbesondere Kosten, im Vordergrund.
- Zweck der Simulation ist eigentlich eine Optimierung bzw. das Erreichen eines suboptimalen Bereiches (Minimum der Kosten oder des Investitionsbedarfs, Maximum der Produktivität, etc.)

Abschließend seien noch einige Beispiele für die Simulation von Bringungsverfahren angeführt; hier dürften die amerikanischen Beispiele eher auf die Verhältnisse in Mitteleuropa übertragbar sein.

SINNER (1973) entwickelte ein Modell für die Seilbringung mit Tragseil und seitlichem Beizug. Die Ergebnisse der Simulation in der Simulationssprache GPSS (s. Fußnote S. 68) wurden gegenüber den Meßwerten des realen Systems mit Hilfe statistischer Tests geprüft, wobei sich hinreichende Übereinstimmung ergab. Darüber hinaus wurde eine am realen System nicht durchführbare Modifikation, eine als "Line thinning" bezeichnete Eingriffsart, am Modell erprobt und führte zu Leistungssteigerungen.

LEDOUX (1975) simulierte eine Helikopterbringung. Im wesentlichen ging es ihm darum, das real existierende System wirklichkeitsgetreu abzubilden, was durch statistische Tests zwischen gemessenen und simulierten Zeitbedarfswerten belegt wird. Darüber hinaus wird das Verfahren im Modell "entstört" und die erzielbare Leistungssteigerung ermittelt.

DYKSTRA (1975) bezieht das Verstreifen und Lagern in sein Simulationsmodell einer Seilbringung mit ein; Zielsetzung ist es, eine möglichst günstige Zuordnung von Aufstellung des Seilkrans und Lagerplatz zu finden. Der Zeitbedarf für das Seilen ist von untergeordnetem Interesse, es werden direkt Ankunftszeiten von Lasten an der Bergstation generiert. Hier wartet die Last auf einen Schlepper zum Verstreifen, oder der Schlepper seinerseits wartet entweder auf eine Lademaschine am Haltepunkt der LKW's oder legt die Stämme auf einem Zwischenlager ab. Die Wahl des günstigsten Lagerplatzes erfolgt mit Hilfe eines digitalen Geländemodells, für welches aus einer Karte mit Höhenschichtlinien 170 Gitterpunkte in einem Abstand von ca. 3 m (10 Fuß) mit den Koordinaten X, Y, Z erhoben werden. Massenausgleich und Kalkulation der erforderlichen Erdarbeiten zur Anlage des Lagerplatzes sind in das Modell eingeschlossen.

3.3.4 Zusammenfassung zur Literaturübersicht

Durch den Überblick über die Anwendungen der Simulation in der Holzernte wurde versucht, zu zeigen, daß

- eine große Anzahl von Modellen entworfen, einige davon über Jahre hinweg entwickelt, mit den realen Systemen verglichen und mit verbesserten Daten ausgestattet wurden.

- jedes Modell von Zielsetzung und zur Verfügung stehenden Mitteln her unterschiedliche Systemebenen mit unterschiedlicher Auflösungsgenauigkeit darstellt. Eine Einzelmaschine kann ebenso abgebildet sein wie die gesamte Rohholzbereitstellung eines Werkes; der Bestand kann als Menge gleicher Bäume angenommen werden, aber auch als genaues Modell mit Koordinaten und kennzeichnenden Parametern für jeden Baum.

- Querverbindungen zwischen den einzelnen Arbeitsgruppen, die an der Simulation von Holzerntesystemen arbeiten, offenbar selten waren.

- die Akzeptanz der Simulation durch das Management bislang selbst in den USA und Skandinavien gering blieb.

Auffallend ist die Vorliebe für ziemlich hohe Systemebenen, was sowohl mit den für ein Simulationsmodell aufzuwendenden Kosten zu tun haben dürfte, die auf möglichst viele Einheiten umgelegt werden sollen, als auch mit dem starken Engagement von Wirtschaftswissenschaftlern und Statistikern in der Materie; gelegentlich hat man den Eindruck, die Details der forstlichen Realität wollen gar nicht wahrgenommen werden.

Auch wenn man bedenkt, daß die angeführten Modelle auf Computern verschiedener Hersteller und in verschiedenen Programmier- bzw. Simulationssprachen entwickelt wurden, müßte es möglich sein, jeweils die Systemkomponenten aus verschiedenen Modellen zu entnehmen, die am besten mit der Realität übereinstimmen und der Zielsetzung der jeweiligen Simulation am nächsten kommen.

Im folgenden soll nun ein Modell eines Arbeitssystems entworfen werden, das sich durch eine einfache Struktur und durch eine spezielle, an der Datenerfassung und Arbeitsgestaltung nach den Methoden des Arbeitsstudiums orientierte Zielsetzung abhebt.

4 Entwurf eines digitalen stochastischen Modells für das Schwachholzernteverfahren mit dem Timberjack RW 30

4.1 Zielsetzung und Restriktionen bei der Modellbildung

Im Abschnitt 3.3 wurde gezeigt, daß bereits eine Vielzahl von sehr umfassenden, eine hohe Systemebene darstellenden Simulationsmodellen für Holzerntesysteme entwickelt wurde; Ziel ist hier gewöhnlich die Minimierung des Aufwands, wichtigste Attribute demgemäß Kosten, die Datenbasis im Detail ist meist unzureichend. Eine andere Gruppe von Modellen bildet die Interaktionen zwischen einer Holzerntemaschine und einem Bestand sehr genau ab; diese Modelle sind deterministisch, d. h. Störungen und andere stochastische Einflüsse werden weitgehend ausgeklammert. Als Attribut erscheint zwar gelegentlich der Zeitbedarf, aber als streng physikalische Größe.

Die vorliegende Arbeit soll im Gegensatz dazu ein Arbeitssystem so abbilden, wie es mit den Methoden des Arbeitsstudiums erfaßt wird; als Attribut interessiert ausschließlich der Zeitbedarf. Insbesondere soll die stochastische Natur eines solchen Systems zum Ausdruck kommen. Zunächst soll damit lediglich ein hinsichtlich

- der passiven Elemente (Bäume als Input, Rohschäfte als Output) und ihrer Attribute (Baummaße, unabhängige Variablen),
- der aktiven Elemente (Ablaufabschnitte) mit den Attributen Zeitbedarf (abhängige Variablen),
- der Aktivitäten, soweit die abhängigen Variablen davon beeinflußt werden,

zutreffendes Modell entworfen werden.

Dieses stochastische Modell wird mit den erforderlichen numerischen (digitalen) Informationen versehen; die Umformung in ein Computerprogramm und das Aktivieren des Modells durch die eigentliche Computersimulation kann dann an beliebigen Rechnern erfolgen.

Dieser Arbeitsschritt wird hier nicht mehr durchgeführt, weil er nur in Verbindung mit der Prüfung der Simulationsergebnisse auf Validität sinnvoll ist. Die dann erforderlichen umfangreichen statistischen Tests überschreiten den Rahmen dieser Arbeit, außerdem sind dafür zusätzliche, von den zur Modellentwicklung verwendeten Daten unabhängige, Meßwerte erforderlich.

Folgende Restriktionen waren bei der Modellbildung gegeben:

- Auf ein eigentliches Bestandsmodell wurde verzichtet, vielmehr wird die in den Versuchsbeständen im Durchschnitt vorliegende Durchmesserverteilung verwendet. Diese Vereinfachung erscheint zulässig, da der RW 30 nur Gassen anlegen kann, bei denen die Bäume als systematische Stichprobe aus dem Gesamtbestand anfallen; anders liegen die Verhältnisse bei einer selektiven Durchforstung.

  Um repräsentative Bestandsmodelle herzuleiten, die insbesondere die Lage der einzelnen Bäume naturgetreu wiedergeben, wären mehrere Mannjahre erforderlich, selbst wenn auf die Erhebung von Urdaten weitgehend verzichtet und mit Hilfe von Informationen wie z. B. Versuchsflächenaufnahmen, Kronenkarten und Waldinventuren Bestandsmodelle generiert würden; auf das Verfahren von NEWNHAM und MALOLEY (1970) sei an dieser Stelle nochmals hingewiesen (s. S. 64).
  Die unterschiedlichen Eingriffsarten sind für Holzerntemaßnahmen gleichfalls von Bedeutung; für die Produktivität ist es entscheidend, ob eine schwache Niederdurchforstung, eine Auslesedurchforstung oder eine Reihenentnahme vorgesehen ist. Selbst wenn nur die wichtigsten Eingriffsarten in den häufigsten Bestandstypen simuliert werden, ergibt sich somit eine beträchtliche Anzahl von Durchgängen.

- Als Datenmaterial wurden ausschließlich die in Abschnitt 2 beschriebenen Studien aus dem Jahr 1974 verwendet. Da die Maschine bislang nicht Eingang in die Praxis gefunden, das einzige in Deutschland eingesetzte Modell überdies verschiedentlich Modifikationen durchgemacht hat, erschien der Aufwand für zusätzliche Erhebungen nicht vertretbar. Für andere, derzeit häufiger eingesetzte Maschinen wie z. B. den Durchforstungsprozessor GP 822 liegt entsprechendes Material nicht

vor. Untersuchungen mit dem Umfang der hier verwendeten Studien am RW 30 können auch nur in Ausnahmefällen durchgeführt werden.[1)]

- Die Komplexe Gelände und Befahrbarkeit, Witterung und persönlich bedingte Streuung blieben außer Betracht bzw. sind in der Reststreuung mit enthalten.

Die Witterung dürfte für die Maschine eine geringe Rolle spielen; zur Erfassung der durch Maschinenführer bedingten Streuung sind bislang keine Methoden, etwa der Leistungsgradschätzung, bekannt.

Zur Erfassung des Geländes wurden ursprünglich eine Reihe von Faktoren erhoben (Längs- und Querneigung, Anzahl der Stöcke aus dem Vorbestand, Gräben etc.); die Maschine erwies sich aber als ziemlich unempfindlich gegen alle Schwierigkeiten, so daß die Auswertung dieser Daten aufgegeben wurde. Allenfalls äußerten sich Geländeschwierigkeiten in einer Zunahme der Störungen, z. B. dem Verlieren von Bäumen aus der Sammelwanne am Hang oder dem Hängenbleiben beim Fahren über alte Stöcke; diese Ereignisse traten aber selten auf, Unterschiede ließen sich statistisch nicht nachweisen. Daher mußte das Gelände zu einem Durchschnittswert nivelliert werden und geht gleichfalls in die Reststreuung mit ein. Gerade beim Gelände darf jedoch vermutet werden, daß die festgestellte Reststreuung zu einem wesentlichen Anteil darauf zurückzuführen ist; es gelang jedoch nicht, die maßgeblichen Parameter zu identifizieren und den betroffenen Ablaufabschnitten zuzuordnen.

Infolge der angeführten Restriktionen verbleibt ein gegenüber dem realen System vereinfachtes Modell, das jedoch die angeführte Zielsetzung weitgehend zu erfüllen vermag.

[1)] Vom ausgefüllten Arbeitsstudien-Formular (= Ablochbeleg, s. Fußnote S. 23) bis zur kontrollierten Lochkarte fällt bei derartigen Arbeitssystemen und Aufnahmebedingungen etwa die 5-fache Aufnahmezeit an, im vorliegenden Fall bei zwei Beobachtern also rund 140 Arbeitstage; nur ein geringer Teil davon läßt sich an Hilfskräfte delegieren, die nicht bei den Außenaufnahmen dabei waren. Auch bei konventioneller Auswertung, also ohne die hier beschriebene Modellbildung, ist dann für die Programmier- und Rechenarbeit nochmals ein mehrfaches dieser 140 Arbeitstage erforderlich; der Zeitbedarf für Interpretation der Ergebnisse, statistische Prüfungen, graphische Darstellungen etc. ist dabei noch nicht enthalten.

4.2 Verteilungstypen

Um die stochastische Natur des Systems abzubilden, kommt den Verteilungstypen und ihren Parametern große Bedeutung zu; in der Möglichkeit, beliebige Verteilungen zu verwenden, wird zugleich ein wesentlicher Vorteil von Simulationsmodellen gesehen. Die meisten anderen Modelle und statistischen Methoden, z. B. die Regressionsanalyse, sind auf bestimmte Verteilungen, in der Regel die Normalverteilung, begrenzt.

Grundsätzlich bestehen zwei Möglichkeiten, die in einem realen System vorliegenden Häufigkeitsverteilungen abzubilden und zu generieren: analog den beobachteten, meist ganz unregelmäßigen Verteilungen, oder generalisiert auf bestimmte, der Natur des betreffenden Elements angepaßte Verteilungstypen. Für das zweite Verfahren mit Standardverteilungen können folgende Vorteile angegeben werden:

- Unregelmäßigkeiten wie Störungen, aber auch zufällige Meßfehler, können ausgeglichen werden.

- Abweichungen von der "Norm" - Verteilung können überprüft werden, mit dem Ziel, systematische Fehler zu eliminieren.

- Im Sinne der Modellbildung wird eine Vereinfachung gegenüber dem realen System erzielt.

- Viele Verteilungen lassen sich mit Hilfe des Computers leicht generieren.

Demgegenüber stehen als Nachteile:

- Das Modell unterscheidet sich vom beobachteten System; eine zu starke Generalisierung kann zur Verschleierung der tatsächlichen Verhältnisse führen.

- Durch teilweise langwierige statistische Tests muß erst nachgewiesen werden, daß der gewählte Verteilungstyp anwendbar ist.

Dabei wird häufig darauf hingewiesen (z. B. SACHS, 1978), daß mit solchen Tests nur signifikante Unterschiede nachgewiesen werden können; der positive Beweis, die Bestätigung der Nullhypothese, ist methodisch nicht möglich.

Zur genaueren Kennzeichnung von Verteilungen über arithmetisches Mittel und Varianz hinaus können verschiedene Parameter verwendet werden: die verschiedenen Mittelwerte wie z. B. der Median oder der Modalwert (Dichtemittel), die Momente der Verteilung oder die Quantilen (SACHS, 1978); hier sollen jedoch ausschließlich die Verteilungsfunktionen und Wahrscheinlichkeitsfunktionen bzw. ihre graphische Darstellungen Verwendung finden.

Die Verteilungsfunktion

$$F(x) = P(X \leq x)$$

gibt die Wahrscheinlichkeit an, daß die zufällige Variable X einen Wert kleiner oder gleich x annimmt; sie wird auch Summenhäufigkeitsfunktion oder kumulierte Wahrscheinlichkeitsverteilung genannt oder einfach Warscheinlichkeitsverteilung.

Die Wahrscheinlichkeitsfunktion $f(x_i)$ dagegen gibt an, mit welcher Häufigkeit eine Ausprägung x_i auftritt. Durch Aufsummieren der Wahrscheinlichkeiten erhält man wiederum die Verteilungsfunktion.

Stetige Funktionen können hier außer acht bleiben: Daten aus Arbeitsstudien können auch dann als diskrete Variable betrachtet werden, wenn sie nach dem Nullstopp- oder dem Fortschrittszeit-Verfahren erhoben wurden; wenn sie aus Multimoment-Aufnahmen stammen, sind sie in jedem Fall diskret (s. S. 52).

Dem Vorschlag DYKSTRA's (1978) folgend, werden beim Modellentwurf "Kandidatenverteilungen"[1)] ausgewählt und die Übereinstimmung mit den am realen System festgestellten Häufigkeiten geprüft. Zunächst sollen daher einige wichtige "Kandidatenverteilungen" vorgestellt werden.

Die Theorie der verschiedenen Verteilungen ist eine mathematisch sehr anspruchsvolle Materie; sie kann hier nicht behandelt werden. Vielmehr besteht die Aufgabe darin, Verteilungen zu finden und anzuwenden, die den Beobachtungen am realen System möglichst gut entsprechen. Soweit diese Verteilungen sich für vergleichbare Tatbestände in technischen, wirtschaftlichen oder biologischen Systemen als zutreffend erwiesen haben, läßt das eine analoge Anwendung in Holzerntesystemen plausibel erscheinen.

4.2.1 Normalverteilung und logarithmische Normalverteilung

Die Normalverteilung gilt als "Grundpfeiler der mathematischen Statistik" (SACHS, 1978, S. 50); sie wurde für zahlreiche technische und biologische Vorgänge nachgewiesen. Normalverteilungen können dann erwartet werden, wenn Variablen durch additive Überlagerung von vielen einzelnen Faktoren zustande kommen. Dies ist für die Attribute Zeitbedarf in einem Holzerntesystem häufig vorstellbar; z.B. wirken auf den Zeitbedarf für das Positionieren des Fällkopfes die Konzentration des Maschinenführers, die Sichtverhältnisse, der Standpunkt der Maschine, die Astigkeit des Baumes und vieles mehr ein.

1) Standardverteilungen, von denen vermutet wird, daß sie zutreffen könnten.

Die Wahrscheinlichkeitsdichte[1] der Normalverteilung lautet:

$$f(x) = \frac{1}{\sigma \cdot \sqrt{2\pi}} * e^{-1/2 \left(\frac{x - \mu}{\sigma}\right)^2}$$

σ = Standardabweichung der Verteilung
μ = Mittelwert der Verteilung
π und e = mathematische Konstanten

Theoretisch wird für die Anwendung der Normalverteilung gefordert, daß die vielen Einzelvariablen voneinander unabhängig, gleich wirksam und zufällig sind; die Attribute der passiven Elemente wie z. B. BHD, Erntelänge und Zopf, aber auch BHD und Astigkeit, sind jedoch vielfach interkorreliert. Ferner reicht die Normalverteilung von $-\infty$ bis $+\infty$; ein negativer Zeitbedarf ist jedoch nicht definiert. (Die Wahrscheinlichkeit von Extremwerten ist freilich auch im exakten Modell minimal und kann vernachlässigt werden.)

Schwerer wiegt die Beobachtung, daß der Zeitbedarf von Ablaufabschnitten regelmäßig eine positive Schiefe aufweist, das arithmetische Mittel also rechts vom häufigsten Wert liegt. Dies ist dadurch zu erklären, daß günstige Faktoren, z. B. eine optimale Sicht auf den Stamm, an dem der Fällkopf positioniert wird, allenfalls eine geringfügige Verkürzung des Zeitbedarfs bewirkt; ungünstige Faktoren, z. B. Standort des Baumes im "toten Winkel" oder geringe Konzentration des Maschinenführers, verursachen hingegen meist eine wesentliche Verlängerung des Zeitbedarfs. Bei ausgeprägter Schiefe und bei einer Häufung von positiven Extremwerten muß allerdings die Möglichkeit geprüft werden, daß kurze Störungen nicht erkannt oder nicht ausgeschieden wurden. Bereits während der Arbeitsstudie ist daher auf sorgfältiges Abgrenzen der Störungen zu achten (s. S. 43); auf

[1] Für stetige Verteilungen - und die Normalverteilung ist mathematisch als stetige Verteilung definiert - tritt die Wahrscheinlichkeitsdichte an die Stelle der Wahrscheinlichkeitsfunktion.

die Möglichkeit, Ausreißer nachträglich zu eliminieren, sei hingewiesen.

Das Auftreten von Extremwerten gehört zum Wesen von stochastischen Beziehungen; die in seltenen Fällen zulässigen Extremwerte sind von den Ausreißern im statistischen Sinne, also Meßwerten, die eigentlich einer anderen Grundgesamtheit zugehören, abzugrenzen. (In der vorliegenden Arbeit wird z. B. verschiedentlich der Hypothese nachgegangen, "Ausreißer" bei den produktiven Elementen [2] - [12] entstammten in Wirklichkeit störungsbedingten Unterbrechungen bei denselben Ablaufschritten, seien also den Elementen [13] - [22] zuzuschlagen.)

Eine positive Schiefe der Daten läßt sich durch logarithmische Transformation beseitigen; HALLER-WEDEL (1969) gibt an, daß Zeitbedarf oder auch Zeitgrade häufig lognormal verteilt sind. ORGEL (1975) betont, daß additive "Veränderungen" bei physikalischen, chemischen und technischen Problemen vorherrschen, bei biologischen, medizinischen und soziologischen dagegen eher multiplikative, die durch eine logarithmische Normalverteilung dargestellt werden können. Als Beispiel nennt er die Lebensdauer von Produkten, aber auch die Verteilung von Einkommen, Umsätzen und Einwohnerzahlen. Auch bei Holzerntetarifen, z. B. dem Holzerntetarif 70, sind die Zuschläge für Hiebserschwernisse vielfach multiplikativ anzuwenden.

Wenn die Normalverteilung in Simulationsmodellen selten Verwendung findet, so sind wohl weniger die angeführten theoretischen Einwände verantwortlich - bei der Anwendung der Regressionsanalyse sind ja häufig Normalverteilungen ohne weiteres unterstellt - als die Schwierigkeit, die Verteilung rationell mit dem Computer zu generieren; die Möglichkeit der näherungsweisen Erzeugung nach der Komposi-

tionsmethode beschreibt NIEMEYER (1973), die sogenannte "log and trig" Methode ELLENBERGER (1975). DYKSTRA (1978) vom pragmatischen Standpunkt her empfiehlt, statt der Normalverteilung eine Weibull-Verteilung mit solchen Parametern zu wählen, daß sie "aussieht" wie eine Normalverteilung.

In Simulationsmodellen taucht die Normalverteilung z. B. auf in HOTLOG (NEWMAN, 1975) für die Dauer eine Beladefahrt des Vollernters, und für An- und Abhängen des Sattelaufliegers. Bei BARE et al (1976), die sich ausführlich mit den Verteilungstypen befassen, sind normal verteilt: Entfernungen für den LKW-Transport, Stückzahl pro Last bei der Seilbringung bzw. pro Kranspiel beim Beladen der LKW, von den Zeiten lediglich die Zeit für Abladen und Sortieren. Wo man Normalverteilung erwarten könnte, wird in beiden Modellen meist die Gamma-Verteilung verwendet.

4.2.2 Der Poisson-Prozeß

Die Poisson-Verteilung wird als Verteilung der seltenen Ereignisse bezeichnet; sie gilt, wenn die Zahl der Ereignismöglichkeiten sehr groß und die Wahrscheinlichkeit für das Eintreffen pro Zeiteinheit gering ist. Die Intervalle zwischen den Ereignissen sind dann exponential verteilt. Dieser sogenannte Poisson-Prozeß spielt in vielen Simulationsmodellen eine große Rolle.

Die Poisson-Verteilung mit der Wahrscheinlichkeitsfunktion

$$f(x_i) = \frac{\lambda^{x} e^{-\lambda}}{x!}$$

$x!$ = $1 * 2 * 3 * \ldots * (x-1) * x$
e = Basis des natürlichen Logarithmus
λ = Mittelwert Lambda

beschreibt dabei das Resultat, nämlich z. B. die Anzahl von Ankünften pro Zeiteinheit; die Exponentialverteilung mit der

Wahrscheinlichkeitsfunktion

$$f(x) = 1 - e^{-\vartheta x}$$

e = Basis des natürlichen Logarithmus
ϑ (Parameter Theta): Mittelwert = ϑ^{-1};
Varianz = ϑ^{-2}

erklärt das Zustandekommen.

Voraussetzungen sind: Die Ereignisse müssen voneinander unabhängig sein, und es darf zu jedem Zeitpunkt nur ein Ereignis eintreffen (NIEMEYER, 1973; SACHS, 1978; ORGEL, 1975).

Anwendung findet der Poisson-Prozeß vor allem in Verkehrsmodellen, z. B. für das Eintreffen von Flugzeugen oder die eingehenden Telefonanrufe, aber auch für die Anzahl von Ausschußstücken in einer Produktion. In der Warteschlangentheorie wird häufig ein Poisson-Prozeß verwendet. In der Versicherungsmathematik und in der Unfallforschung findet die Poisson-Verteilung ebenfalls Verwendung (Todesfälle, Unfälle pro Zeiteinheit). In der vorliegenden Arbeit wird an Stelle der Häufigkeit pro Zeiteinheit die Dauer pro Zyklus verwendet; da die Dauer der Zyklen in einem gewissen Rahmen schwankt, ist das ursprüngliche Verteilungsmodell abgewandelt.

DYKSTRA (1975) generiert mit Hilfe der Poisson-Verteilung mit einem λ von 17,7 Minuten die Ankunft einer Last im Modell der Seilbringung. KINDERMANN (1976) leitet aus der Ausfallrate bei Rückemaschinen, die einer Poisson-Verteilung folgt, die Anzahl der erforderlichen Reservemaschinen ab.

Besonders attraktiv für die Computer-Simulation macht diese Verteilung die leichte Generierbarkeit, die z. B. NIE-

MEYER (1973) erläutert. Ferner ist sie mit nur einem Parameter beschrieben; λ (Lambda) ist sowohl Mittelwert als auch Varianz. Mittelwerte sind aber in der Literatur über Holzernteverfahren meist angegeben, andere Parameter oder der Verteilungstyp dagegen höchst selten. Wenn die Verallgemeinerung der Poisson-Verteilung für bestimmte Ablaufarten bzw. -Abschnitte, z. B. Störungen oder Reparatur-Zeiten, zulässig ist, läßt sich auf diese Weise eine Fülle von Datenmaterial für Simulationsmodelle erschließen.

Bei Simulationsexperimenten für einen zu entwickelnden Seilkran des Lehrstuhls für Forstliche Arbeitswissenschaft und Verfahrenstechnik hat sich die Poisson-Verteilung allein als gut geeignet für die Erzeugung von Störzeiten erwiesen. Während im Poisson-Prozeß die Poisson-Verteilung nur die Dauer des Ereignisses pro Periode angibt, der Abstand der Ereignisse durch eine Exponentialverteilung beschrieben wird, kann durch Wahl eines kleinen λ jedem Ablaufabschnitt eine Störung zugeordnet werden. Bei einem λ von 0,2 beispielsweise entfällt dann auf 82 % der Ablaufabschnitte eine Störung mit der Dauer 0, das heißt keine Störung. Die Flexibilität kann dadurch erhöht werden, daß die Poisson-Verteilung durch Addieren eines beliebigen konstanten Anteils z.B. an der Stelle 0 einen Exzeß erhält. ORGEL (1975) erwähnt diese Möglichkeit als Beispiel für das Modifizieren von diskreten Verteilungen. Mit diesem Vorgehen sind allerdings folgende Nachteile verbunden:

- Der Exzeß an der Stelle 0 muß an einer anderen Stelle eingespart werden, da die Summe der Häufigkeiten mit 100 % definiert ist.

- Die Verteilung kann nicht mehr lediglich durch den Parameter λ beschrieben werden, zusätzliche Informationen sind erforderlich.

- Das eigentliche Poisson-Modell, das die Anzahl von Ereignissen je Zeiteinheit angibt, wird stark abgewandelt.

Dennoch dürfte diese Modifikation für Fälle von Interesse sein, wo über den Abstand zwischen Störungen oder ähnlichen Ereignissen keine Informationen vorliegen.

Das in der vorliegenden Arbeit entwickelte Modell verwendet lediglich die bisher erläuterten Standardverteilungen neben den unmittelbar beobachteten Häufigkeiten. Es sollen jedoch noch einige Verteilungen angeführt werden, die für Holzernte-Modelle in der Literatur erwähnt werden oder besonders interessant erscheinen.

4.2.3 Weitere für stochastische Holzernte-Modelle in Betracht kommende Verteilungen

Die Gleichverteilung (Rechteckverteilung) mit der Wahrscheinlichkeitsfunktion

$$f(x_i) = 1/n$$

ist bestechend einfach, jedoch selten in Holzerntesystemen anzutreffen. Sie kann durch einen ordnungsgemäßen Würfel, bei dem die Ereignisse 1 - 6 die gleiche Wahrscheinlichkeit des Auftretens haben, verdeutlicht werden. Auch Zufallszahlen sind üblicherweise gleichverteilt.

Anwendung findet diese Verteilung in Fällen, wo über die tatsächlich beobachtete Verteilung noch keine Informationen vorliegen.

Bei NEWMAN (1975) sind die Verzögerungen zu Beginn der Schicht gleichverteilt.

Die Binomial-Verteilung (Bernoulli-Verteilung) beschreibt Ereignisse, bei denen nur zwei Möglichkeiten bestehen: Erfolg oder Mißerfolg, Eintreten eines Ereignisses oder nicht. Wenn die Wahrscheinlichkeit des Eintretens durch p gegeben ist, dann ist die Wahrscheinlichkeit des Nichteintretens

$$q = 1 - p$$

Voraussetzungen dieser Verteilung sind:

- Die Ereignisse sind voneinander unabhängig.

- Die Wahrscheinlichkeit für das Eintreten eines Ereignisses ist konstant.

Verwendet wird die Binomial-Verteilung z. B. zur Ermittlung des Ausschusses in einer Produktion mit bekannter Ausschußquote oder in der Lebensversicherung. In Holzerntemodellen bietet sich an, Störungen oder andere Unregelmäßigkeiten, z. B. Zwiesel oder dürre Bäume, durch die Binomial-Verteilung zu generieren; dann muß die Quote bekannt sein, mit der das betreffende Ereignis auftritt.

Als Beispiel für die Vielzahl von speziellen Verteilungen sei hier die Beta-Verteilung erwähnt, die ZÖHRER (1970) für den Ausgleich der Verteilungen von Durchmessern oder beliebigen anderen Variablen empfiehlt. Diese außerordentlich flexible Verteilung paßt sich verschiedenen Formen eingipfliger Häufigkeiten an und ist beidseitig begrenzt.

Somit eignet sich die Beta-Verteilung insbesondere für den Ausgleich von Häufigkeiten, für die keine der zuvor angeführten Standard-Verteilungen plausibel ist.

Die Gamma-Verteilung (Erlang-Verteilung) wird für die Dauer von Abläufen angewendet, die sich aus mehreren Ereignissen zusammensetzen, auf welche sich exponential verteilte Zufallsvariable auswirken. Das kann für zahlreiche Ablaufabschnitte in Holzerntesystemen ebenso wie in anderen Arbeitssystemen unterstellt werden; daher ist die Generierung von Gamma-Verteilungen in Simulations-Sprachen in der Regel vorgesehen.

In vielen Holzerntemodellen dient die Gamma-Verteilung der Erzeugung von Häufigkeiten für die Dauer von produktiven Ablaufabschnitten (NEWMAN, 1975; BARE et al., 1976).

4.2.4 Zusammengesetzte Verteilungen

Zusammengesetzte Verteilungen sind im allgemeinen problematisch, weil sie die Anwendbarkeit von vielen statistischen Verfahren beeinträchtigen; daher versucht man, solche Verteilungen zu zerlegen. Bei der Simulation dagegen sind zusammengesetzte Verteilungen möglich und, wenn sie eine gute Anpassung an das reale System ermöglichen, erwünscht. Zusammengesetzte Verteilungen findet man in Arbeitssystemen beispielsweise dort, wo Störungen und produktive Ablaufabschnitte nicht genügend scharf getrennt werden.

Ebenso wie die bereits genannten Transformationen und Modifikationen tragen zusammengesetzte Verteilungen dazu bei, die Vielfalt der am realen System beobachteten Häfigkeiten im Modell abzubilden. Diese Möglichkeit sollte aber nur dann Anwendung finden, wenn die üblichen Standardverteilungen nicht plausibel sind oder keine Übereinstimmung mit den beobachteten Häufigkeiten durch Wahl geeigneter Parameter zu erreichen ist.

Demnach ist beim Modellentwurf also jeweils abzuwägen, ob die tatsächlich beobachtete Häufigkeit, eine Standardverteilung oder - quasi als Mittelweg - eine gut angepaßte modifizierte bzw. zusammengesetzte Verteilung gewählt werden soll.

4.2.5 Generieren und Prüfen von Verteilungen

Wenn die beobachtete und tabellarisch dargestellte Häufigkeitsverteilung nicht unmittelbar für die Zuordnung der Attribute zu den Elementen verwendet wird, muß eine theoretische Verteilung generiert werden. In diesem Fall kann der Verteilungstyp intuitiv bzw. auf Grund von Erfahrungen angenommen oder analog zu den Verhältnissen in vergleichbaren Systemen festgesetzt werden; jedenfalls hat er zunächst den Charakter einer Hypothese, die geprüft werden muß. Die bei diesem Vorgehen anfallenden Arbeitsschritte beschreiben ausführlich NIEMEYER (1973, mit Programmbeispielen in FORTRAN) und ELLENBERGER (1975); DYKSTRA (1978) erläutert Beispiele aus der Holzernte:

Ausgangspunkt sind in der Regel gleichverteilte Zufallszahlen, die in die gewünschte Verteilung transformiert werden müssen.

Die Erzeugung von gleichverteilten Zufallszahlen erledigt heute jeder Tischrechner oder selbst programmierbare Taschenrechner mit einem Befehl. Für den Tischrechner HP 9830 B des Lehrstuhls lautet er z. B.

$$Y = RND\ (X) \qquad ^{1)}$$

Die erzeugten Zufallszahlen sind zunächst auf Gleichverteilung zu prüfen; empfohlen wird meist der χ^2 (Chi-Quadrat)-Test. Zu diesem Zweck wird eine geeignete Anzahl von Klassen gebildet, z. B. 20. Die Abweichung der berechneten Klassenhäufigkeit (B_i) und der erwarteten Klassenhäufigkeit (E_i) - im Beispiel dem zwanzigsten Teil des Stichprobenumfangs - ergibt nach der Formel

1) Mit diesem Befehl wird nach dem Einschalten des Rechners eine immer wieder identische Folge von gleichverteilten Zufallszahlen zwischen 0 und 1 erzeugt; sofern das nicht erwünscht ist, muß zunächst eine Zahl eingegeben werden. Einen guten "Ausgangspunkt" ergeben negative Zahlen zwischen 0 und 1 mit möglichst vielen - bis zu 11 - Ziffern hinter dem Komma.

$$\chi^2 = \sum \frac{(B_i - E_i)^2}{E_i}$$

die Prüfgröße χ^2. Wenn das berechnete χ^2 kleiner ist als der bei der vorliegenden Anzahl von Freiheitsgraden gegebene Tafelwert, braucht die Nullhypothese nicht abgelehnt zu werden: Gleichverteilung kann unterstellt werden.

Ein gleichwertiger, aber offenbar weniger gebräuchlicher Test ist der Kolmogoroff-Smirnoff-Test (ELLENBERGER, 1975; SACHS, 1978); bezüglich der Besetzung der Klassen - beim χ^2-Test soll die erwartete Häufigkeit pro Klasse über 4 liegen - ist er weniger empfindlich.

Neben der Besetzung der einzelnen Klassen können Mittelwert und Varianz auf systematische Abweichung von den erwarteten Werten untersucht werden. Darüber hinaus ist die Zufälligkeit des Auftretens der einzelnen Zufallszahlen zu prüfen, wofür ELLENBERGER (1975) verschiedene Formen eines Phasen-Tests, einen Intervall-Test, "Poker"-Test und Tests auf paarweise Unabhängigkeit und periodische Unabhängigkeit angibt.

Computer verwenden zur Generierung von Zufallszahlen Algorithmen, die Gleichverteilung, Zufälligkeit und Unabhängigkeit gewährleisten; die angegebenen Tests werden daher nicht in jedem Simulationslauf Anwendung finden, sondern dienen mehr der gelegentlichen Kontrolle.

Die gleichverteilten Zufallszahlen werden sodann in Zufallszahlen der gewünschten Verteilung umgeformt; zu diesem Zweck müssen die Parameter dieser Verteilung anhand einer Stichprobe geschätzt werden, wenn nicht wiederum auf Intuition oder auf Analogie-Schlüsse zurückgegriffen werden soll. Die Umformung kann durch inverse Verteilungsfunktionen erfolgen. Rationeller arbeitet meist die Kompositionsmethode; Programmbeispiele in BASIC in Anhalt an die Angaben von NIEMEYER (1973) in FORTRAN enthält Anlage 5.

Das Ergebnis sind Häufigkeiten, die aufgrund des verwendeten Verteilungstyps und der geschätzten Parameter erwartet werden; diesen werden die beobachteten Häufigkeiten gegenüber gestellt und, wiederum mit dem Chi-Quadrat- oder einem anderen Test, geprüft, ob erwartete und beobachtete Häufigkeiten signifikant voneinander abweichen. Ist dies der Fall, kann die Nullhypothese abgelehnt werden, die hypothetische Verteilung ist also falsifiziert; ist die Ablehnung der Nullhypothese in wiederholten Fällen nicht möglich, kann die Ausgangstheorie vorläufig als verifiziert gelten.

Für das vorliegende Datenmaterial ist allerdings die Anwendbarkeit der statistischen Tests durch die teilweise sehr geringe Anzahl von Klassen begrenzt. Daher werden für das Modell vielfach die beobachteten Verteilungen reproduziert; hypothetische Standardverteilungen können vorläufig nur zur Diskussion gestellt und plausibel gemacht werden.

4.3 Grundlagen für ein Modell des Vollernters Timberjack RW 30

Mit Hilfe der Ergebnisse der Arbeitsstudien (s. 2.5) und der Überlegungen zu den Verteilungstypen und Häufigkeiten im vorstehenden Abschnitt soll nunmehr ein stochastisches digitales Modell des RW 30 entworfen werden.

4.3.1 Übersicht, ausgeschlossene Elemente

Eine Übersicht über die Elemente und die Struktur des Modells gibt Abb. 13.

Eine ausgezogene Linie grenzt das betrachtete Modell zur Umwelt ab; ausgeklammert wurden Rüsten und Fahren zur nächsten Gasse bzw. zum nächsten Bestand (im Gegensatz zum Fahren zum nächsten Baum) nebst Störungen dabei:

Abb. 13: Modellübersicht

passive Elemente	aktive Elemente		
	mit Attribut: Zeitbedarf für Nutzung		mit Attribut: Zeitbedarf für Unterbrechen der Nutzung
(Einflußfaktoren) mit konstanten Attributen	obligatorisch (in jedem Zyklus auftretend)	fakultativ (nicht in jedem Zyklus auftretend)	
1	2	3	4

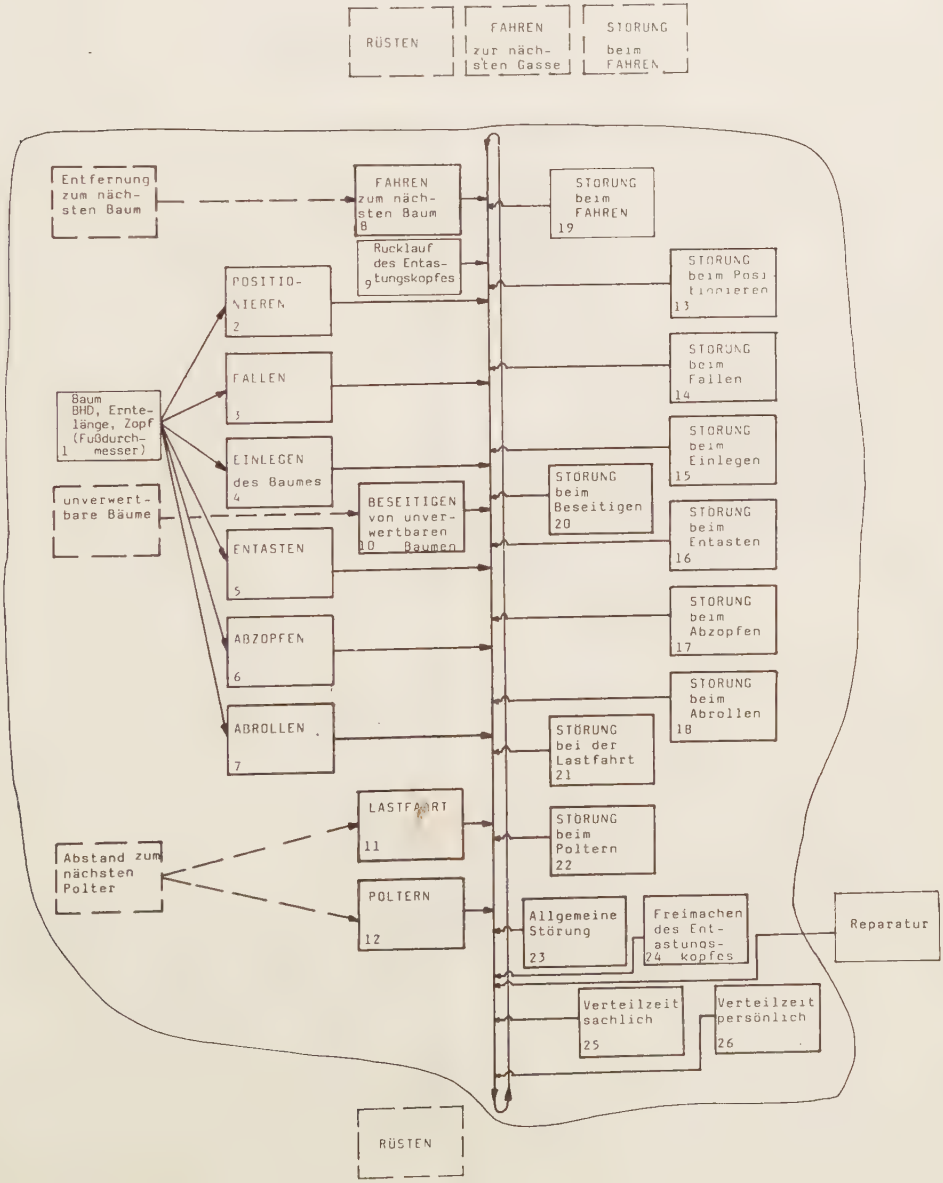
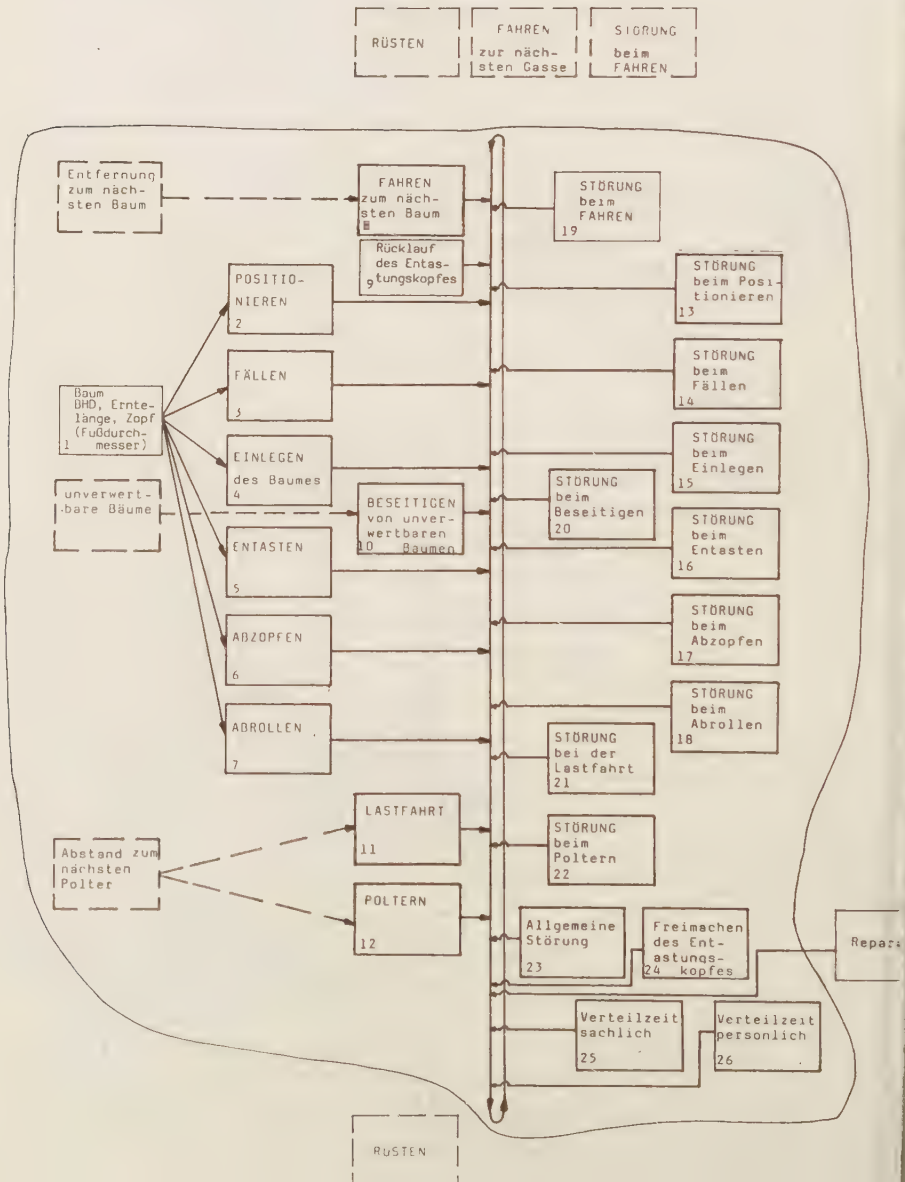


Abb. 13: Modellübersicht

passive Elemente	aktive Elemente		
	mit Attribut: Zeitbedarf für Nutzung		mit Attribut: Zeitbedarf für Unterbrechen der Nutzung
(Einflußfaktoren) mit konstanten Attributen	obligatorisch (in jedem Zyklus auftretend)	fakultativ (nicht in jedem Zyklus auftretend)	
1	2	3	4



Rüsten tritt täglich zu Beginn und Ende der Arbeit auf und verkürzt somit die nutzbare Zeit um einen mehr oder weniger konstanten Betrag.

Rüsten zu Beginn der Arbeit wurde nur viermal aufgenommen, die Dauer betrug zwischen 15 und 27 Minuten ($\bar{x}$ = 20,1 Minuten; s^2 = 24,7). Warmlaufen wurde gesondert ausgeschieden, es dauerte zwischen 3 und 14 Minuten ($\bar{x}$ = 9,9 Minuten, s^2 = 11,8). Für Rüsten einschließlich Warmlaufen zu Beginn der Arbeitszeit kann somit ein Zeitbedarf von 30 Minuten angesetzt werden.

Am Ende der Arbeitszeit wurden für das Rüsten zwischen 5 und 17 Minuten aufgewendet, wobei nur gelegentlich das Tanken eingeschlossen war; vielfach wurde auch untertags aufgetankt, wofür 6 bis 12 Minuten anfielen. Sofern regelmäßig am Abend aufgetankt wird, fallen somit rund 20 Minuten an. Für Rüsten insgesamt werden also 50 Minuten angesetzt; der Zeitbedarf dürfte, wenn die erforderlichen Tätigkeiten festgelegt und geübt sind, ziemlich konstant sein.

NEWMAN (1975) hatte für den großen Koehring-Harvester bei Mehrschichtbetrieb einen mittleren Zeitbedarf von 7,5 Min. zu Beginn und zu Ende der Schicht mit Gleichverteilung angesetzt.

Aus dem Modell ausgeklammert und in Abb. 13 (S.95) abgegrenzt ist außerdem das Fahren von Bestand zu Bestand und von Gasse zu Gasse einschließlich Störungen, weil es überwiegend von der örtlichen Situation abhängig und deshalb nicht zu verallgemeinern ist (Bestandstiefe im Vergleich zum Gassenabstand, Größe der zu bearbeitenden Bestände). Das entspricht auch der betrieblichen Praxis, die Zeiten für Umsetzen als maschinen-spezifischen Faktor bei den Maschinenkosten zu berücksichtigen und nicht zur Maschinenarbeitszeit zu rechnen; für Erntemaschinen wie den RW 30 wurde ein Faktor von 1,25 vom Kuratorium für Waldarbeit und Forsttechnik vorgeschlagen.

Wenn man die einzelnen Simulationsläufe auf Schichten bezieht, könnten dann beispielsweise von 9 Arbeitsstunden nach Abzug des Zeitbedarfs für Rüsten und Fahren von Gasse zu Gasse 7,5 Stunden für den Zeitbedarf innerhalb des Modells zur Verfügung gestellt werden. Durch das Umsetzen von Bestand zu Bestand und von Forstamt zu Forstamt wird überdies die Zahl der Schichten pro Jahr vermindert, sodaß insgesamt der oben erwähnte Faktor von 1,25 zustandekommt oder ein anderer, im konkreten Fall angemessener Faktor resultiert.

Reparaturen, die schließlich ebenfalls aus dem Modell ausgeklammert werden, können sich ebenfalls durch Ausfall ganzer Schichten auswirken. Um über dieses Element Informationen zu gewinnen, sind langfristige Betriebsaufzeichnungen an möglichst vielen Maschinen erforderlich. In der Praxis werden die Reparaturen wiederum über die Kostenermittlung berücksichtigt (Reparaturkostenquote, Anzahl von Maschinenarbeitsstunden pro Jahr).

Die hier außerhalb des Modells aufgeführten Ablaufabschnitte könnten natürlich ebenso als Elemente des Modells aufgefaßt werden; dann müßten sie allerdings wie die nun zu erörternden Elemente mit digitalen Attributen versehen werden. Innerhalb des Modells sind die Elemente, als Rechtecke symbolisiert, in 4 Spalten angeordnet (s. Abb. 13, S. 95). Links in der Spalte 1 sind die passiven Elemente aufgeführt; im vorliegenden Fall handelt es sich um einen Baum pro Zyklus, der immer wieder neu generiert wird. Er ist mit den konstanten Attributen BHD, Erntelänge und Zopf ausgestattet; der Fußdurchmesser wird vernachlässigt, weil er sich nicht erkennbar auf Aktivitäten im System auswirkt. (Daß zum Zeitpunkt des Fällens im realen System Erntelänge und Zopf des Baumes noch gar nicht feststehen, ist für das Modell ohne Bedeutung.) Weitere passive Elemente, von denen zu vermuten ist, daß sie im realen Arbeitssystem von Bedeutung sind, die sich aber vorläufig im Modell nicht erfassen lassen, wurden als Rechteck mit unterbrochenem Rand eingetragen (Abstand zwischen den Aufstellungen der Maschine, unverwertbare Bäume des Nebenbestands, Abstand von Polter zu Polter).

In der Spalte 2 sind diejenigen Ablaufabschnitte vorgetragen, die in jedem Zyklus auftreten (zyklische Elemente). Nichtsdestoweniger kann der Zeitbedarf in die Klasse "0 Multimoment-Intervalle" fallen, die von 0 bis 0,09 Minuten reicht; die Auswirkungen auf das Mittel dieser Klasse wurde bereits diskutiert (s. S 31).

In der Spalte 3 sind die Elemente aufgeführt, die zwar gleichfalls zur Hauptnutzung (s. Fußnote S. 35) der Maschine gehören, aber nicht in jedem Zyklus auftreten.

In Spalte 4 finden sich die Unterbrechungen, die naturgemäß nur in einigen wenigen Zyklen auftreten, d. h. eine Dauer von >0 annehmen.

Die Achse in der Mitte stellt die Zeit dar. Jedes aktive Element rückt um einen bestimmten Betrag auf dieser Zeitachse vor, bis der Zyklus abgeschlossen ist und ein neuer beginnt. Das ständig wiederholte Vorrücken ist in der Graphik durch einen Kreisschluß symbolisiert.

Jedes der im vorliegenden Modell verwendeten Elemente trägt in Abb. 13 (s. S. 95) eine Nummer; in der Reihenfolge dieser Nummern werden nunmehr jedem Element Attribute zugeordnet. Dies geschieht durch Angabe von Häufigkeitstabellen oder, wie unter 4.2.5 bereits erläutert, von Verteilungstypen mit deren Kennwerten. Die stochastische Natur des Systems kommt dadurch zum Ausdruck, daß die jeweilige Ausprägung der Attribute für jeden Zyklus über Zufallszahlen gesteuert wird.

Somit wird unterstellt, daß die einzelnen aktiven Elemente voneinander unabhängig sind. Das ist für Arbeitssysteme ganz generell plausibel. Wenn z. B. das Entasten länger dauert, ist davon der Zeitbedarf für das Fällen unberührt; allerdings können verschiedene Ablaufabschnitte von denselben Attributen des Baumes, z. B. der Erntelänge, beeinflußt sein. Sofern aber Korrelationen zwischen Ablaufabschnitten - den aktiven Elementen - auftreten, die nicht auf Attribute des Baumes zurückgeführt werden können, so ist eine Überprüfung auf Meßfehler angebracht. Es können auch Mängel in der Arbeitsgestaltung, insbesondere im Pausen-Regime vorliegen, z. B. wenn alle Ablaufabschnitte eines oder mehrerer aufeinanderfolgender Zyklen einen besonders hohen Zeitbedarf aufweisen oder wenn Störungen geklumpt auftreten.

Neben dem durch einen Balken markierten Vorschlag für die Generierung der Attribute für den vorliegenden Modell-Entwurf werden Alternativen im Hinblick auf Modifikationen des Modells diskutiert. Schließlich werden zu jedem Element 3 numerische Beispiele angegeben, um das Modell leichter nachvollziehen zu können. Diese numerischen Beispiele sind abschließend in Anlage 9 zusammengestellt.

4.3.2 Das passive Element: [1] Baum

Auf ein eigentliches Bestandsmodell, wie es unter 3.3 an verschiedenen Beispielen geschildert ist, wurde verzichtet; daher kommt der Generierung der Parameter der Bäume erhebliche Bedeutung zu.

Bei der Anlage von Gassen dürfte es der Realität hinreichend nahe kommen, wenn entsprechend der beobachteten Häufigkeitsverteilung dem Baum als passivem Element des jeweiligen Zyklus ein BHD zufällig zugeordnet wird. Der Zusammenhang zwischen Durchmesser des Baumes und Abstand zu den Nachbarbäumen ist hier nicht relevant.

Liegen keine beobachteten Verteilungen vor oder bestehen Zweifel an der Repräsentativität, kann man auf die Tabellen von PREUSSNER (1976) zurückgreifen; dort sind für gleichaltrige Fichtenreinbestände, deren Alter und mittlerer BHD bekannt ist, Durchmesserverteilungen angegeben.

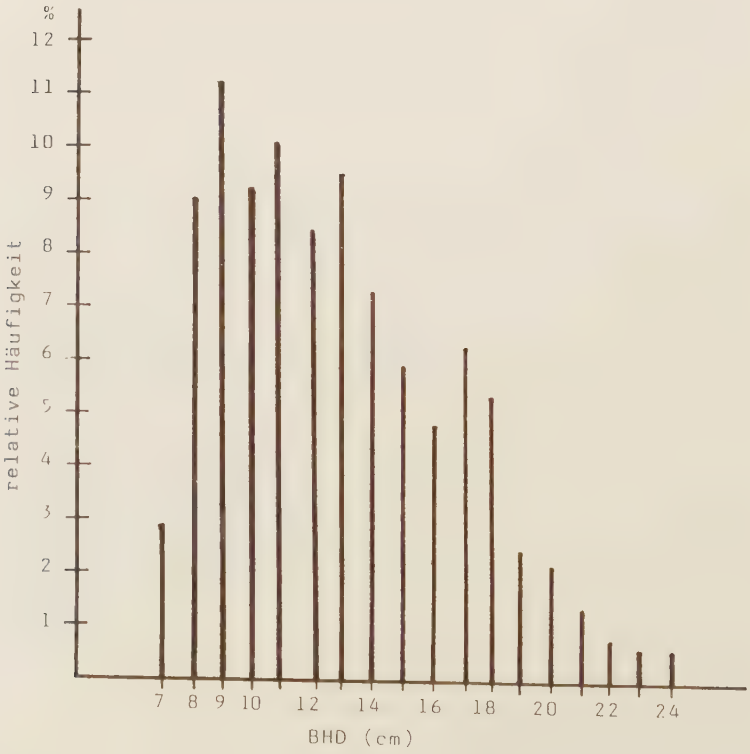
Bei den Arbeitsstudien im Bereich des Forstamtes Landshut war folgende Häufigkeitsverteilung für den BHD festgestellt worden:

Tabelle 8: Häufigkeiten des BHD

BHD (cm)	7	8	9	10	11	12	13	14	15
relative Häufigk.(%)	2,9	9,2	11,5	9,5	10,3	8,6	9,7	7,4	6,0
Summenhäufigk.(%)	2,9	12,1	23,6	33,1	43,4	52,0	61,7	69,1	75,1

BHD (cm)	16	17	18	19	20	21	22	23	24
relative Häufigk.(%)	4,9	6,3	5,4	2,6	2,3	1,4	0,9	0,6	0,3
Summenhäufigk.(%)	80,0	86,3	91,7	94,3	96,6	98,0	98,9	99,5	100,0

Abb. 14: BHD-Verteilung



Die BHD-Stufen 7 und 8 cm sind deshalb so gering besetzt, weil viele Bäume dieser Klassen zu recht als unverwertbar behandelt, also nicht aufgearbeitet wurden. Die teilweise etwas unregelmäßige Verteilung ließe sich durch Zusammenfassung von jeweils zwei Klassen besser ausgleichen.

Aus der Summenhäufigkeit lassen sich nun ohne weiteres die Klassengrenzen für gleichverteilte Zufallszahlen zwischen 0 und 1 herleiten: Einer Zufallszahl $0 < y < 0{,}029$ entspricht BHD 7 cm; $0{,}029 < y < 0{,}127$ entspricht BHD 8; und so fort. Ein Beispiel für ein Unterprogramm in BASIC gibt wiederum Anlage 5.

Damit ist das Attribut "BHD" für Element [1] festgelegt. Es soll aber bereits an dieser Stelle auf die Möglichkeit des Experimentierens am Modell hingewiesen werden: Eine "Entstörung" könnte in der Form vorgenommen werden, daß die Klasse "BHD 7 cm" wegfällt und die Klasse 8 cm reduziert wird. Das bedeutet, dem Maschinenführer wird nur in dieser BHD-Stufe zugebilligt, daß er sich gelegentlich verschätzt und einen Baum aufarbeitet, der gar kein ausreichend langes Derbholzstück enthält.

Die weiteren Attribute des Baumes, Erntelänge und Zopfdurchmesser, können nicht einfach als Zufallsvariablen generiert werden, wie das für den BHD dargestellt wurde; sie sind ja mehr oder weniger straff mit dem BHD korreliert, und dies muß im Modell zum Ausdruck kommen.

Eine "optimale" Aushaltung würde beinhalten, daß unterhalb der maschinenbedingten maximalen Aushaltungslänge von 12 Metern der Zopf von 7 cm exakt eingehalten wird; die erreichte Erntelänge unterhalb dieser Schwelle, der sich ergebende Zopf oberhalb läßt sich aus Schaftkurven herleiten.

Datenmaterial zur Aufstellung solcher Schaftkurven für die untersuchten Bestände steht aus der sektionsweisen Vermessung einer Stichprobe zur Verfügung; die stochastische Natur dieser Daten ließe sich durch eine Schar von Schaftkurven berücksichtigen.

Unter 2.5.3 war jedoch bereits darauf hingewiesen worden, daß der Maschinenführer tatsächlich eine recht grobe Aushaltung praktizierte: Bäume im BHD-Bereich um 10 cm wurden meist weitaus zu lang ausgehalten, gelegentlich aber auch zu früh abgezopft; im Bereich um 14 cm wurde oft die erreichbare Erntelänge nicht ausgenutzt (Abb. 4 und 5, S. 38 und 39). Mit gewissen Abweichungen von der "optimalen" Aushaltung ist sicher auch bei einem speziell auf diese Zielsetzung hin trainiertem Maschinenführer zu rechnen. Überdies beeinflussen die Abweichungen zwar das Volumen (die "Ausbeute"), weniger den Zeitbedarf der einzelnen Ablaufabschnitte. Daher erschien es ausreichend, Standardkurven, also funktionale Beziehungen zu verwenden.

Zur Herleitung der Höhenkurve war das von SCHMIDT (1967) beschriebene EDV-Programm HOEHE verwendet worden; bei der gassen- und bestandsweisen Berechnung der Höhenkurven hatte sich gezeigt, daß

- die Unterschiede zwischen den Gassen bei beträchtlichen Abweichungen von der berechneten Höhe innerhalb der einzelnen Gassen gering

- die Unterschiede zwischen den verschiedenen Kurventypen wegen der geringen Spannweite der BHD - der Abfall in der Höhenentwicklung im stärkeren BHD-Bereich wurde gar nicht erreicht - unerheblich

waren. Daher wurde eine einheitliche Höhenkurve nach dem einfachsten Kurventyp

$$\text{Baumhöhe} = a + b * \ln^{1)} (\text{BHD});$$

berechnet. Bei 189 Beobachtungen ergab sich

$$\text{Baumhöhe } [m] = -8{,}7 + 9{,}81 * \ln (\text{BHD}); \quad B = 0{,}53$$

[1] natürlicher Logarithmus

Das geringe Bestimmtheitsmaß ist dadurch zu erklären, daß bei gleichem BHD ein Baum aus dem Unter- oder Zwischenstand mit h/d Werten (Verhältnis Baumhöhe in cm zu BHD in cm) über 120 stammen konnte, aber auch aus dem Herrschenden mit h/d Werten unter 90. Dieser Umstand trat auch innerhalb der einzelnen Gassen auf. Er könnte durch Generierung der Abweichungen von der Höhenkurve ins Modell eingebracht werden, worauf jedoch hier verzichtet wird.

Mit den Eingangsgrößen BHD und Höhe kann nunmehr mit Hilfe von Schaftkurven festgestellt werden,

- bei welcher Erntelänge im Durchschnitt ein Zopf von 7 cm erreicht wird

bzw., wenn die maximale Erntelänge von 12 Metern überschritten würde,

- welcher Zopf bei dieser maximalen Erntelänge auftritt.

Verwendet wurden hier der Einfachkeit halber Schaftkurven von STERBA (1976), die für den Taschenrechner HP 65 programmiert sind. Danach ergab sich Tabelle 9, in der auch das Baumvolumen aufgeführt ist, das nicht als Attribut verwendet aber zur Berechnung der Produktivität (m^3 pro Stunde) benötigt wird.

Die Attribute für Element [1] sind nach den Tabellen 8 und 9 zu generieren.

Mit Hilfe von Zufallszahlen [1] ergeben sich für das Beispiel folgende Attribute:

Baum-Nr.	Zufalls-zahl	BHD nach Tab. 8	Ernte-länge [2]	Zopf [2]	Volumen [2]
1	89,2	18	12,0	10	0,1833
2	27,8	10	5,7	7	0,0181
3	63,3	14	11,6	7	0,0770

[1] nach einer von SACHS (1978, S. 44) angegebenen Tabelle
[2] nach Tab. 9, S. 104

Tabelle 9: Höhe, Erntelänge, Zopf und Volumen abhängig vom BHD

BHD cm m. R.	Höhe (m)	Erntelänge (m)	Zopf cm o. R.	Volumen Efm o. R.
8	11,7	-	7	-
9	12,9	3,5		0,0088
10	13,9	5,7		0,0181
11	14,8	7,5		0,0295
12	15,7	9,1		0,0432
13	16,5	10,4		0,0588
14	17,2	11,6		0,0770
15	17,9	12,0		0,0924
16	18,5		8	0,1362
17	19,1		9	0,1588
18	19,7		10	0,1833
19	20,2		10	0,1998
20	20,7		11	0,2271
21	21,2		12	0,2564
22	21,6		13	0,2876
23	22,1		14	0,3204
24	22,5		14	0,3416

Statt der Werte nach Tabelle 9 können die Funktionen, nach denen die Tabelle berechnet wurde, unmittelbar in ein Simulationsprogramm eingehen.

Zusammenfassend ist für das Element [1] festzuhalten, daß für seine Attribute bereits im vorliegenden Entwurf

- überwiegend funktionale Beziehungen anstelle der tatsächlich vorliegenden stochastischen

- "entstörte", also im Sinne eines bereinigten und verbesserten Arbeitsablaufes veränderte Daten anstelle der beobachteten

verwendet wurden. Dies erscheint trotz der Zielsetzung, den stochastischen Charakter des Arbeitssystems zu wahren, wegen der offensichtlichen Mängel im beobachteten System zweckmäßig.

Für den Zeitbedarf der aktiven Elemente ist diese Vereinfachung ohne Belang: Soweit er überhaupt von Attributen des Baumes abhängt, werden lineare Regressionen verwendet; dabei gleichen sich positive und negative Abweichungen aus. Anders beim Volumen: Hier entsteht ein systematischer negativer Fehler dadurch, daß an zu kurz ausgehaltenen Stämmen mehr an Volumen fehlt als die zu lang ausgehaltenen Stämme zusätzlich zu den nach Tabelle 9 ermittelten Werten enthalten. Für die Generierung der daraus resultierenden Häufigkeitsverteilungen des Volumens fehlen jedoch Informationen über die bei einem geübten Maschinenführer zu erwartenden Abweichungen von der "optimalen" Aushaltung.

4.3.3 Die zyklisch auftretenden aktiven Elemente

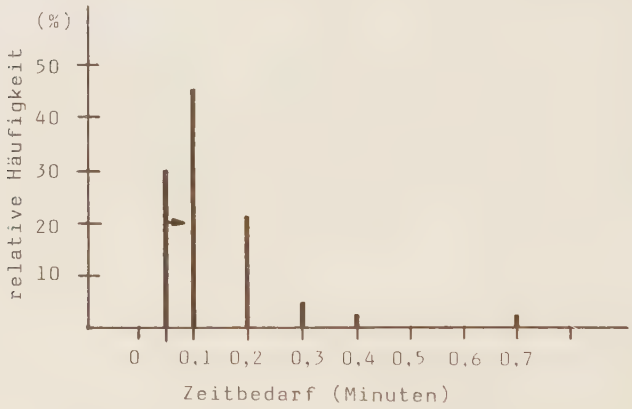
Nach den Attributen der Bäume werden nun die Attribute (Zeitbedarf) derjenigen aktiven Elemente besprochen, die in jedem Zyklus auftreten. Das sind zunächst die Ablaufabschnitte, die zum Fällen im weiteren Sinne gehören, also Positionieren, Fällschnitt und Einlegen.

[2] Positionieren des Fällkopfes am nächsten Baum

Beobachtet wurde ein Mittelwert von 0,10 Minuten mit einer Standardabweichung von 0,089. Die Verteilung nach Abb. 15 könnte angesichts der wenigen Klassen, die sich ja außer-

dem noch wechselseitig überlappen, einer Normalverteilung entsprechen; die Klasse 0 ist im Anhalt an die von den übrigen Klassen abweichende Klassenbreite mit dem theoretischen Mittelwert 0,05 Minuten eingezeichnet (s. 2.4.3, S. 30). Tatsächlich liegt jedoch die untere Klassengrenze nicht bei 0; vielmehr dürfte die Mindestdauer etwa 0,05 Minuten betragen haben, sodaß die Häufigkeit weiter rechts eingezeichnet werden müßte, wie durch den Pfeil angedeutet.

Abb. 15: Verteilung des Zeitbedarfs für Positionieren



Ein "Ausreißer" mit der Dauer 0,7 ist in dieser Abb. belassen, obgleich es sich um eine Störung handeln dürfte; der Wert 0,4 Minuten tritt viermal auf, sodaß auch hier der Verdacht besteht, daß darunter Störungen verborgen sind. Darauf wird nach der Tabelle 10 zurückzukommen sein.

Die übliche Prüfung der Häufigkeit auf Normalverteilung, etwa nach dem χ^2-Test, ist aus folgenden Gründen nicht aussagefähig:

- Die Anzahl der ausreichend besetzten Klassen beträgt nur 4, der Freiheitsgrad somit nur 1, während für den χ^2-Test mehr als 7 Klassen gefordert werden.

- Durch die wechselseitig überlappenden Klassen fällt eine unbekannte Anzahl von Beobachtungen in Wirklichkeit in benachbarte Klassen, die beobachtete Häufigkeit ist selbst mit einem statistischen Fehler behaftet.

- Die Klassen sind ungleich breit; damit läßt sich z. B. die Konstante K zur Anpassung der Gesamtzahl der Erwartungshäufigkeiten (SACHS, 1978, S. 252)[1)] nicht eindeutig berechnen.

- Der Mittelwert der ersten Klasse unterliegt einem beträchtlichen Klassenmittelfehler.

In der folgenden Tabelle 10 soll daher lediglich in Anhalt an SACHS (1978, S. 252) angegeben werden, welche Häufigkeiten bei Normalverteilung im Vergleich zu den beobachteten zu erwarten sind; eine einheitliche Klassenbreite von 0,1 Minuten wird unterstellt, die Überlappung vernachlässigt, die für die Klassen -0,1 und -0,2 berechneten Häufigkeiten werden der Klasse 0 zugeschlagen.

1)
$$K = \frac{n * b}{s}$$

n = Anzahl der Beobachtungen insgesamt
b = Klassenbreite
s = Standardabweichung

Tabelle 10: Positionieren: für Normalverteilung berechnete und beobachtete Häufigkeiten

Klassenmittel x (Minuten)	$z = \frac{x-\bar{x}}{s}$	$f(z)^{1)}$	Berechnete Klassenhäufigkeit f(z) * K		Beobachtete Klassenhäufigkeit
-0,2	3,4052	0,0012	1		
-0,1	2,2765	0,0299	20	160	179
0	1,1479	0,2064	139		
0,1	0,0192	0,3989	269		268
0,2	1,1059	0,2156	145		122
0,3	2,2381	0,0326	22		24
0,4	3,3668	0,0014	1		4
			597		597

(Mittelwert $\bar{x}$ = 0,1017; Standardabweichung s = 0,0886; n = 597; $K^{2)}$ = 673,8)

Die Hypothese, der Zeitbedarf für Positionieren sei normalverteilt, kann zwar durch eine derartige Tabelle nicht verifiziert werden, erscheint jedoch plausibel; dann wäre zu vermuten, daß nicht nur der eindeutige Ausreißer mit 0,7 Minuten Dauer durch Überlagerung des produktiven Ablaufabschnitts mit einer Störung zustandegekommen ist, sondern auch einige der Beobachtungen mit 0,4 Minuten Dauer. Unter Berücksichtigung der durchschnittlichen Dauer des produktiven Ablaufabschnitts werden daher hypothetisch zu Störungen umdefiniert: je einmal 0,5, 0,4, 0,2 und 0,1 Minuten.

Es ist nun zu entscheiden, ob das Attribut für das Element [2] in Abhängigkeit von Element [1] oder entsprechend der beobachteten Verteilung generiert werden sollte. Für erstere Lösung spricht der signifikante Korrelationskoeffizient

1) $f(z) = \frac{1}{2} e^{-\frac{z^2}{2}}$

2) siehe Fußnote S. 107

zwischen Zeitbedarf und BHD von 0,11 (s. Tab. 6, S. 41). Allerdings erscheint eine Abhängigkeit des Zeitbedarfs von der Stärke des jeweiligen Baumes oder anderen gemessenen Attributen beim Positionieren eigentlich nicht plausibel. Die Korrelation könnte allenfalls durch Schwierigkeiten am ausgeprägten Wurzelanlauf bei stärkeren Bäumen begründet sein.

Zur Überprüfung der Beobachtungen am RW 30 sind auch Ergebnisse anderer Autoren mit heranzuziehen.

Literaturangaben, die das Positionieren gesondert ausscheiden, finden sich selten; für Fällmaschinen mit unterschiedlichen Kran-Typen hatten MOBERG und NILSSON (1971) einen mittleren Zeitbedarf von 0,15 Minuten (OSA) mit einer Standardabweichung von 0,086 bzw. einen Mittelwert von 0,087 (Log-All) mit einer Standardabweichung von 0,049 beobachtet. Dort werden auch Regressionen für beide Maschinen angegeben, in welche der Schwenkwinkel und ein individueller Maschinenindex eingehen; die Bestimmtheitsmaße betragen 0,28 bzw. 0,03.

BERG, LINDBERG und SONDELL (1974) geben für verschiedene Fällmaschinen Werte zwischen 0,05 und 0,09 Minuten an; in einer graphischen Darstellung werden gestreckt verlaufende Kurven mit einem schwach ausgeprägten Minimum im mittleren Stärkebereich verwendet.

Bei diesen widersprüchlichen und wenig gesicherten Informationen wird für das vorliegende Modell vorgeschlagen, den Zeitbedarf für Positionieren durch normalverteilte Zufallszahlen mit dem Mittelwert 0,1 und der Standardabweichung 0,09 darzustellen.

Als Beispiel ergeben sich nach dem BASIC-Programm in Anlage 5 (c) 0,035, 0,105 und 0,239 Minuten.

3 Fällschnitt

Beim Zeitbedarf für Fällen wurden in 67 % der Fälle 1 Multimoment-Intervall beobachtet, in 32 % 0. Der maximale Wert "2 Intervalle" trat fünfmal auf. Als Mittelwert ergab sich somit eine Dauer von 0,0675 Minuten.

Es war bereits darauf hingewiesen worden, daß dieser Ablaufabschnitt deshalb statistischen Auswertungen nicht zugänglich ist; insbesondere gilt das für das Prüfen der Verteilung.

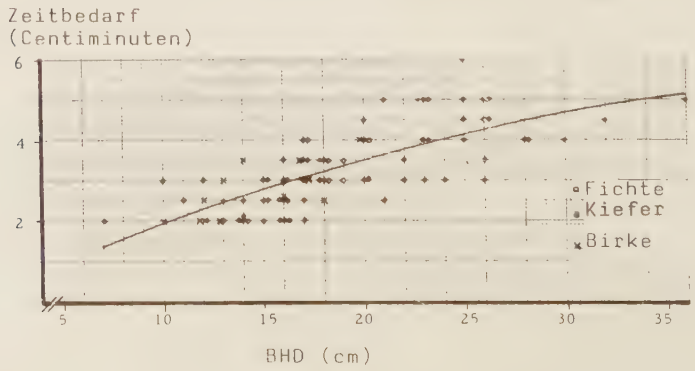
Literaturangaben, die den Zeitbedarf für den Fällschnitt getrennt ausweisen, beziehen sich wiederum nicht auf Vollernter sondern auf Fällmaschinen.

BERG, LINDBERG und SONDELL (1974) ermittelten je nach Typ des Fällkopfes und BHD Zeiten zwischen 0,02 und 0,08 Minuten. Der Anstieg erfolgt nahezu proportional der Durchmesserzunahme und in sehr gestreckten, fast linearen Kurven.

Im Gegensatz dazu gibt SONDELL (1971 b) für den Drott-Fäller eine Kurve mit schwach ausgeprägtem Minimum an, die nahezu parallel zur X-Achse verläuft: der B-Wert liegt bei 0,09. Als Mittelwert wird 0,06 Minuten genannt.

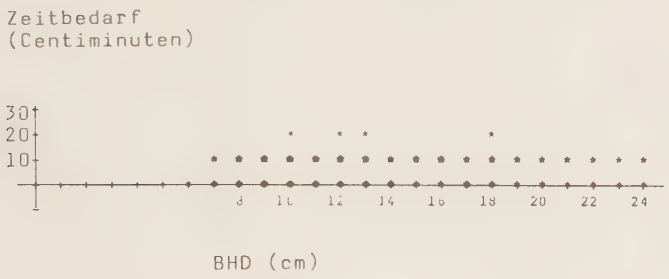
Für den Bofors-Fäller folgt der Zeitbedarf für den Fällschnitt der Abb. 16 (SONDELL, 1971 a):

Abb. 16: Zeitbedarf für den Fällschnitt beim Bofors-Fäller



Beim RW 30 ergab sich ein anderes Bild, nicht zuletzt wegen des weit gröberen Rasters der Multimomentaufnahme (s. Abb. 17); dennoch wird deutlich, daß der Zeitbedarf für den Fällschnitt wesentlich größer ist. Ein Ansteigen mit zunehmendem BHD ist kaum erkennbar, jedoch durch einen signifikanten positiven Korrelationskoeffizienten (s.Tab. 6, S. 41) belegt.

Abb. 17: Zeitbedarf für den Fällschnitt beim RW 30



Für den RW 30 scheint allerdins eher plausibel, daß der Zeitbedarf für das Abscheren der Bäume vom Fußdurchmesser und BHD unabhängig ist. Die Scherkraft des Fällkopfes dürfte so groß sein, daß die Schließbewegung durch relativ schwaches Nadelholz nicht verzögert wird.

Somit sollte für das Fällen eine Normalverteilung mit dem Mittelwert 0,07 Minuten und einer Standardabweichung von 0,03 Minuten die Realität gut wiederspiegeln.[1)]

Im numerischen Beispiel errechnen sich 0,080, 0,107 und 0,093 Minuten.

1) Die berechnete Standardabweichung von 0,049 ist zum großen Teil durch den Multimomentfehler bedingt.

Positionieren und Fällschnitt können auch zu einem Element zusammengefaßt werden; die Aufnahme würde dadurch erleichtert, da die beiden Ablaufabschnitte ohnehin relativ schwer zu trennen sind. Andererseits entfällt dann die Möglichkeit, Veränderungen am Kran bzw. Ausleger und am Fällkopf getrennt zu simulieren.

Durch eine solche Zusammenfassung werden zusätzlich zu den bereits angegebenen Autoren einige Quellen erschließbar. So geben BERG und SVENSSON (1974) für den Kockums 880-Fäller 0,19 - 0,23 Minuten an, SONDELL und SVENSSON (1975) für den ÖSA-670-Fäller 0,21 - 0,29 Minuten. Für die selbe Maschine ermitteln POWELL und JEAN (1979) 0,30 - 0,44 Minuten. POWELL (1975) fand für den Forano BJ 20-Fäller einen mittleren Zeitbedarf von 0,31 Minuten und eine Standardabweichung von 0,11; eine Regressionsgleichung mit der unabhängigen Variablen Volumen pro Baum und einer Dummy-Variablen für langsame Fahrer wird gleichfalls angeführt (Bestimmtheitsmaß 0,14). WOLF (1978) gibt für den Bobcat-Fäller 0,15 - 0,30 Minuten pro Baum je nach Stärke an. Für mehrere Maschinen mit Fällköpfen, die mit verschiedenen Arten von Sägen ausgestattet sind, macht MCMORLAND (1980) Angaben, die durch ein Minimum im mittleren Stärkeklassenbereich auffallen.

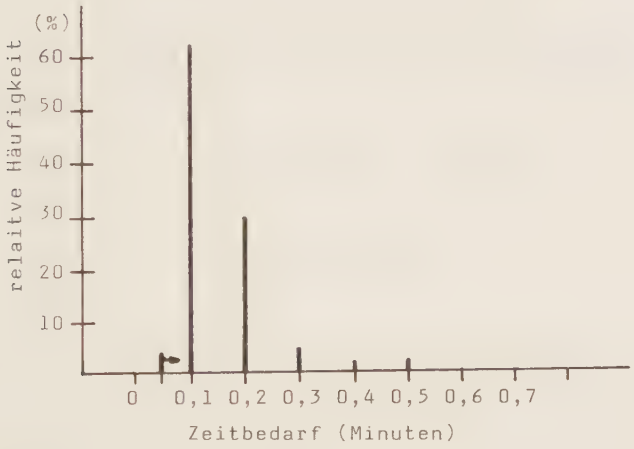
Offensichtlich wurden bei vergleichbaren Maschinen also ganz unterschiedliche Beobachtungen gemacht, nicht nur was den durchschnittlichen Zeitbedarf, sondern auch was die Abhängigkeit von anderen Parametern betrifft. Wie weit dies tatsächlich in unterschiedlichen technischen Lösungen der verschiedenen Maschinen begründet ist, muß hier offen bleiben.

Für die folgenden Elemente können Vergleichswerte nicht mehr so wie für das Fällen angegeben werden, weil von den Funktionen her vergleichbare Maschinen völlig andere Konstruktionsmerkmale haben.

4 Einlegen des Baumes

Der Zeitbedarf für das Einlegen des Baumes in die Aufarbeitungseinheit ist statistisch insofern besser abgesichert, als die Klasse "0 Intervalle" mit ihren speziellen Problemen nur 24 mal besetzt ist. Der Mittelwert beträgt rund 0,14 Minuten, die Standardabweichung 0,06. Die Verteilung ist in Abb. 18 dargestellt.

Abb. 18: Verteilung des Zeitbedarfs für Einlegen



Die Schiefe ist auch hier ersichtlich, Verdacht auf Störungen ("Ausreißer") besteht jedoch nur bei 2 Beobachtungen der Klasse "4 Intervalle" und einer der Klasse "5 Intervalle".

Der χ^2-Test ist hier ebenfalls nicht anwendbar; daher wird wiederum die berechnete Häufigkeit der beobachteten

in einer Tabelle gegenübergestellt. Die meist erheblichen Abweichungen in den einzelnen Klassen haben wechselnde Vorzeichen, d. h. im Überlappungsbereich ist eine gute Angleichung an die Normalverteilung erzielbar.

Tabelle 11: Einlegen: für Normalverteilung berechnete und beobachtete Häufigkeiten

Klassenmittel x (Minuten)	$z = \frac{x-\bar{x}}{s}$	f(z)	Berechnete Klassenhäufigkeit	Beobachtete Klassenhäufigkeit
-0,1	3,5254	0,0008	1 } 46	24
0	2,0328	0,0505	45 }	
0,1	0,3448	0,3448	307	369
0,2	0,9522	0,2535	226	172
0,3	2,4448	0,0201	18	29
0,4	3,9373	0,0002	(0,2)	2
0,5				1
			597	597

($\bar{x}$ = 0,1362; s = 0,0670; n = 597, K = 891,0)

Analog zum Vorgehen unter [3] wurden je eine Beobachtung mit 0,1, 0,2 und 0,3 Minuten hypothetisch zu Störungen umdefiniert.

Im Gegensatz zu den vorher angeführten Ablaufabschnitten ist beim Einlegen ein Einfluß der Baummaße auf den Zeitbedarf eindeutig nachweisbar; vermutlich ist primär das Baumgewicht maßgeblich, ferner der Abstand des Baum-Schwerpunktes zu den Haltearmen des Fällkopfes sowie die Symmetrie der Gewichtsverteilung. Von den gemessenen Baumdaten erwies sich der BHD als signifikanter Einflußfaktor, freilich nur mit einem Bestimmtheitsmaß von 0,10 (Tab. 7, S. 43). Die Erntelänge als weitere

unabhängige Variable ist zwar signifikant, trägt aber nur unbedeutend zur Streuungserklärung bei.

Bei so geringer Bestimmtheit ist es für das Ergebnis von untergeordneter Bedeutung, ob der Zeitbedarf unmittelbar über die beobachtete Verteilung oder über die Abhängigkeit von Parametern des Baumes, also mit Hilfe von Regressionsgleichungen mit Berücksichtigung der Residualabweichung, generiert wird. Wenn die Zielsetzung bei der Modellbildung nicht auf die Abbildung der stochastischen Eigenschaften des Systems, sondern auf die Darstellung der Aktivitäten zwischen den Elementen ausgerichtet ist, könnten auch Regressionen ohne Generierung der Residualabweichung Verwendung finden.

Auf Grund der geschilderten Zielsetzung ist dies im vorliegenden Modell nicht möglich; die Generierung des Zeitbedarfs mit Hilfe einer Regressionsgleichung unter Berücksichtigung der Residualabweichung, wird hier, obwohl umständlicher, deshalb gewählt, um auch diesen Fall an einem Beispiel zu demonstrieren.

Das Attribut Zeitbedarf für das Element [4] soll mit Hilfe der Regression

Zeitbedarf (Minuten) = 0,066 + 0,0054 * BHD

dargestellt werden. Der stochastische Charakter wird durch die Generierung der Residualstreuung mit Hilfe des Standardfehlers der Regression (s_{xy} = 0,06317) und des Regressionskoeffizienten (s_x = 0,000683) gewahrt.

Im Beispiel ergeben sich für die unter 4.3.2 bereits generierten Bäume die folgenden Zeitbedarfswerte:

Baum-Nr.	BHD [1]	Zeitbedarf aus Regression	Residualabweichung [2]	Zeitbedarf (Minute)
1	18	0,163	- 0,0492	0,114
2	10	0,120	- 0,0264	0,094
3	14	0,142	+ 0,0847	0,226

[1] *unter* [1] *aus Zufallszahlen generiert*

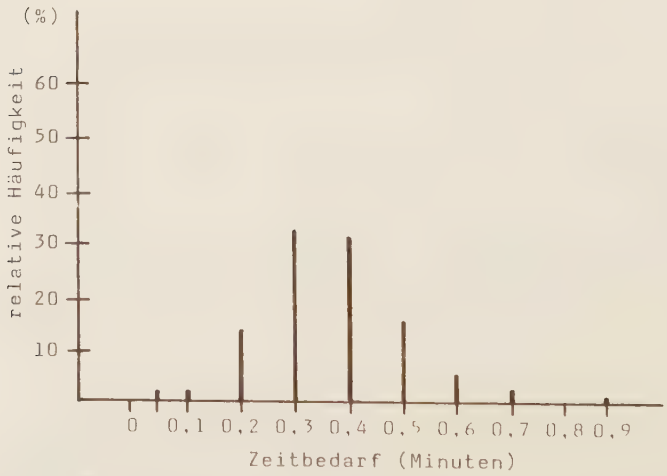
[2] *Mit Hilfe des Programms in Anlage 5 c) werden für den Mittelwert 0 und die Standardabweichung 0,06317 sowie für den Mittelwert 0 und die Standardabweichung 0,000683 normalverteilte Zufallszahlen generiert; die Summe der beiden Werte ist die Residualabweichung.*

Nach den zyklischen Elementen des Fällvorgangs folgen nunmehr die zyklischen Elemente, die zum Aufarbeiten gehören.

5 Entasten

Für diesen Ablaufabschnitt fallen erstmals bei der verwendeten Aufnahmetechnik genügend Klassen an, um die Häufigkeitsverteilung genauer zu beurteilen. In Abb. 19 ist zwar wiederum eine positive Schiefe zu erkennen, insgesamt scheint aber das Bild einer Normalverteilung vorzuliegen. Als Mittelwert wurden 0,3707 Minuten, als Standardabweichung 0,1198 Minuten ermittelt.

Abb. 19: Verteilung des Zeitbedarfs für Asten



Bei nur 2 Ausprägungen in der kritischen Klasse 0 kann für dieses Element, wenn man vom Problem der wechselseitig überlappenden Klassen absieht, ein χ^2-Test in Anhalt an SACHS (1978, S. 252) durchgeführt werden (s. Anlage 6); bei einem berechneten χ^2 von rund 2 gegenüber dem Tafelwert bei 4 Freiheitsgraden und p = 0,10 von 7,8 braucht die Null-

hypothese, die empirische Verteilung sei normalverteilt, nicht abgelehnt zu werden.

Die positiven Extremwerte brauchen hier nicht als "Ausreißer" im statistischen Sinne behandelt zu werden; dennoch sollen, analog zum bisherigen Vorgehen, Störungen vorgemerkt werden (1 mal 0,6 Minuten, 1 mal 0,5, je 2 mal 0,4 und 0,3).

Wie auf Seite 44 ausgeführt, waren in der Regressionsrechnung Erntelänge und damit interkorrelierter BHD von untergeordnetem Einfluß auf den Zeitbedarf, die wesentlich straffer korrelierte Rücklauflänge des Entastungsschlittens dagegen ist nicht vorauszuschätzen und daher nicht als Element im Modell aufgeführt (s. Abb. 13, S. 95). Dementsprechend wird der Zeitbedarf unmittelbar als normalverteilte Zufallszahl generiert. Die beobachteten Werte werden in diesem Falle lediglich gerundet.

> Das Element Asten soll durch normalverteilte Zufallszahlen mit dem Mittelwert 0,37 Minuten und der Standardabweichung 0,12 dargestellt werden.

Für das Beispiel werden Zeiten von 0,25, 0,39 und 0,37 Minuten ausgeworfen.

6 Abzopfen

Für das Abzopfen wird etwas weniger Zeit benötigt als für das Fällen. Die Klasse "0 Intervalle" trat hier in 52 % der Fälle auf, das Maximum von 2 Intervallen nur einmal. Somit ergibt sich ein Mittelwert von 0,048 Minuten und eine Standardabweichung von 0,050. Die Verteilungsform läßt sich bei den wenigen Klassen nicht testen; analog zu den bisherigen produktiven Ablaufabschnitten wird Normalverteilung unterstellt.

Somit soll das Element Abzopfen durch normalverteilte Zufallszahlen mit dem Mittelwert 0,05 und einem Variationskoeffizienten von 50 % dargestellt werden.

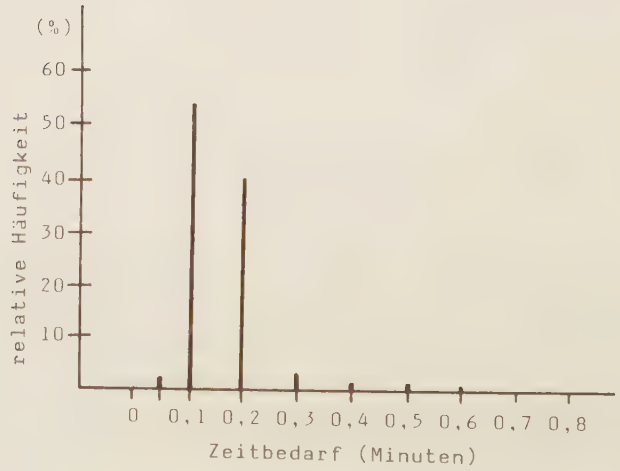
Der gemessene Variationskoeffizient wird etwa halbiert, weil er überwiegend auf den Multimomentfehler zurückzuführen ist; ferner muß berücksichtigt werden, daß die Variation des Zopfdurchmessers - desjenigen Attributs, für das ein Einfluß auf den Zeitbedarf plausibel wäre, wenn auch nicht nachgewiesen werden konnte - im Modell gegenüber dem beobachteten System verringert wurde (s. unter [1] , S. 103 f.).

Für das Beispiel errechnen sich somit nach dem Programm in Anlage 5 c) die Werte 0,08, 0,04 und 0,02.

[7] Abrollen

Der Ablaufabschnitt Abrollen fiel nur 14 mal in die Klasse "0 Intervalle"; als Mittelwert wurden rund 0,15 Minuten berechnet, als Standardabweichung 0,07. Die Verteilung ist in Abb. 20 dargestellt.

Abb. 20: Verteilung des Zeitbedarfs für Abrollen



Wie bei den bisherigen Elementen ist eine positive Schiefe erkennbar, als "Ausreißer" fallen 4 Beobachtungen ins Auge (3 mal 0,5 Minuten, 1 mal 0,6 Minuten).

Tabelle 12 stellt wiederum beobachtete und für Normalverteilung berechnete Häufigkeiten einander gegenüber.

Tabelle 12: Abrollen: für Normalverteilung berechnete und beobachtete Häufigkeiten

Klassenmittel x (Minuten)	$z = \frac{x-\bar{x}}{s}$	f(z)	berechnete Häufigkeit	beobachtete Häufigkeit
0,0	2,0619	0,0476	39	14
0,1	0,6864	0,3152	259	318
0,2	0,6891	0,3146	258	234
0,3	2,0646	0,0473	39	20
0,4	3,4402	0,0011	1	7
0,5			-	3
0,6			-	1
			596	597

$\bar{x}$ = 0,1499; s = 0,0727; n = 597; k = 821
(für die Klasse -0,1 ist die Häufigkeit 1 zu erwarten; sie wurde in Tabelle 12 vernachlässigt.)

Wie aus Tabelle 6, S. 41 ersichtlich, ist der Zeitbedarf für das Abrollen signifikant mit dem BHD und anderen Baumdaten korreliert; die Regressionsrechnung ergab allerdings nur Bestimmtheitsmaße bis zu 0,08. Überdies erscheint eine Abhängigkeit des Zeitbedarfs von der Stärke und Länge des Baumes wenig plausibel; allenfalls könnte das Baumgewicht eine Rol-

le spielen, vor allem aber Schwerpunktlage und Geradheit des Schaftes sowie die erreichte Entastungsqualität.

Somit kann je nach Zielsetzung zwischen Häufigkeitsverteilung und Regression gewählt werden, wie das für Element [4] bereits diskutiert worden war.

> Für das vorliegende Modell wird vorgeschlagen, den Zeitbedarf des Elementes Abrollen durch normalverteilte Zufallszahlen mit dem Mittelwert 0,15 und einer Standardabweichung von 0,07 zu generieren.

Im Beispiel ergeben sich die Werte 0,17, 0,08 und 0,07.

Verallgemeinernd läßt sich für die zyklisch auftretenden aktiven Elemente, das sind Ablaufabschnitte der Hauptnutzung, dargestellt in Spalte 2 von Abb. 13 auf S. 95, sagen:

- Der Zeitbedarf scheint **Normalverteilungen zu folgen.** Wegen des Multimomentfehlers läßt sich ein Nachweis nur für Element [5] (Entasten, s. Anlage 6) führen; auch bei den übrigen Elementen dieser Gruppe erscheint Normalverteilung auf Grund der Abbildungen und des Vergleichs zwischen berechneten und beobachteten Häufigkeiten plausibel.

- Positive Extremwerte treten in allen Fällen auf. Zum Teil handelt es sich eindeutig um Ausreißer im statistischen Sinne [1)], also Angehörige einer anderen Grundgesamtheit; meist werden jedoch die üblichen Toleranzen für Extremwerte nicht überschritten.

1) Für die Beobachtung "0,7 Minuten" bei Element [2] ergibt sich nach dem Verfahren von PEARSON und HARTLEY, zitiert nach SACHS (1978, S. 220):

$$T_1 = \frac{x_1 - \bar{x}}{s} \qquad x_1 = \text{der mutmaßliche Ausreißer}$$

$$T_1 = \frac{0,7 - 0,1017}{0,0886} = 6,75$$

Der Tafelwert bei einer statistischen Sicherheit von 99 % beträgt 4,1.

Über die auf S. 42 erwähnten positiven Korrelationskoeffizienten zwischen produktiver Nutzung und störungsbedingten Unterbrechungen während der korrespondierenden Ablaufabschnitte hinaus ergibt sich jedoch ein weiterer Hinweis, daß möglicherweise Störungen nicht richtig ausgeschieden wurden. Dadurch wird die Hypothese, die positive Schiefe der Verteilung des Zeitbedarfs sei durch Mängel in der Arbeitsstudien-Methodik bedingt und es sei nicht grundsätzlich von einer logarithmischen Normalverteilung auszugehen, weiter erhärtet (s. auch S. 84/85).

4.3.4 Die nicht zyklischen Elemente der Hauptnutzung

Nach den zyklisch auftretenden Elementen werden nunmehr solche, die nur bei einigen Bäumen vorkommen, mit den erforderlichen digitalen Attributen versehen; sie sind in Abb. 13 auf S. 95 in der Spalte 3 aufgeführt.

Es war bereits darauf hingewiesen worden (S.31), daß die Beobachtung "0 Intervalle" hier unterschiedlich zu interpretieren ist: Während bei den zyklischen Elementen eine Dauer $<0{,}1$ Minuten vorlag, besteht hier zusätzlich die Möglichkeit, daß der betreffende Ablaufabschnitt im jeweiligen Zyklus gar nicht auftrat. Eine Trennung der beiden Fälle ist bei der angewandten Aufnahmemethodik nur gutachtlich möglich.

Bei der Generierung des Zeitbedarfs für die nicht zyklischen Elemente gibt es zwei Möglichkeiten: Entweder wird die beobachtete Verteilung des Zeitbedarfs einschließlich der Klasse 0 verwendet; diese Klasse ist dann besonders stark ausgestattet, weil sie die beiden oben erwähnten Fälle enthält. Das Vorgehen entspricht im weiteren dem bei den zyklischen Elementen mit den Varianten Häufigkeitstabelle, Standard-Verteilung oder Regressionsgleichung. Oder es wird nur ein

Zeitbedarf >0 überhaupt generiert; in mancher Hinsicht entspricht das besser dem realen System, wo ein Zeitbedarf nur dann auftritt, wenn der entsprechende Ablaufabschnitt auch vorkommt. Allerdings ist dann zusätzlich eine Entscheidungsregel erforderlich, ob das Element in einem Zyklus auftritt oder nicht. Für diesen Fall liefert der Poisson-Prozeß (siehe S. 87) ein interessantes Modell, wonach die Dauer poisson-verteilt und der Abstand der Ereignisse exponential-verteilt ist. Eine einfachere Entscheidungsregel würde eine vorgeschaltete ja/nein Abfrage liefern; dafür braucht lediglich der Anteil der Zyklen, in welchen das Element auftritt, bekannt sein.

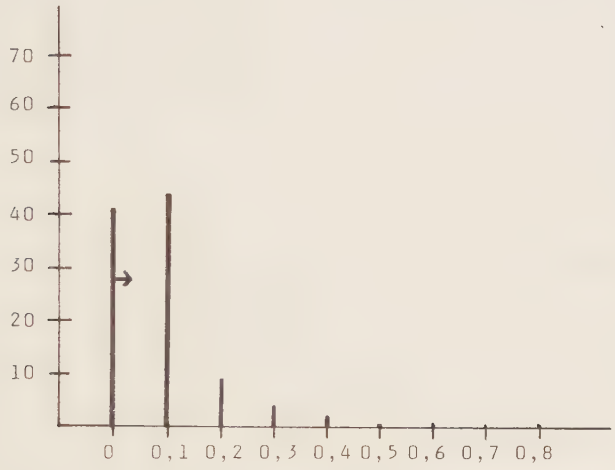
Auf welche Art im vorliegenden Modell die Attribute generiert werden sollen, wird bei den einzelnen Elementen angegeben.

[8] Fahren zum nächsten Baum

In 41 % der Fälle hatte das Fahren weniger als 0,1 Minuten gedauert. Wie oft tatsächlich von einer Position der Maschine aus - ohne zu Fahren - ein zweiter Baum gefällt werden konnte, ist, wie bereits erwähnt, bei der angewandten Aufnahmetechnik nicht feststellbar; geschätzt wird dieser Fall auf einen Anteil von weniger als 20 % (das entspricht rund 50 % der Klasse 0).

In Abb. 21 ist die Häufigkeit so dargestellt, wie sie beobachtet wurde, also die beiden Fälle der Klasse 0 nicht aufgeteilt. Als Klassenmitte wurde 0 verwendet, im Gegensatz zu den zyklischen Elementen. Das wahre Klassenmittel liegt zwar höher, wie wiederum durch einen Pfeil angedeutet, jedoch unterhalb von 0,05 auf Grund der inhomogenen Verteilung innerhalb dieser Klasse mit einem Überhang bei 0.

Abb. 21: Verteilung des Zeitbedarfs für Fahren zum nächsten Baum



Die Extremwerte - zwei Beobachtungen mit der Dauer 0,1 Minuten - entsprechen hier sicherlich der Realität, es besteht kein Grund zur Annahme, es handele sich um nicht erkannte Störungen.

Um eine Hypothese für eine Standardverteilung aufzustellen, liegen hier zwar zu wenig Beobachtungen vor; die Abb. 21 gleicht allerdings deutlich einer Poissonverteilung, bei der jeweils 0,1 Minuten entsprechend der ursprünglichen Beobachtung als ganzzahliges Intervall betrachtet werden. Daher sollen in Tabelle 13 die beobachteten Häufigkeiten den nach einer Poissonverteilung mit $\lambda = 0{,}9$ berechneten gegenübergestellt werden.

Tabelle 13: Häufigkeiten des Zeitbedarfs für Fahren

Intervalle (0,1 Minuten)	0	1	2	3	4	5	6 ... 10
relative Häufigkeit (%)	41,2	43,0	8,9	4,2	1,8	0,3	0,3...0,3
Summenhäufigkeit (%)	*41,2*	*84,2*	*93,1*	*97,3*	*99,1*	*99,4*	*99,7* *100*
für Poissonverteilung mit λ = 0,9 berechnet	40,7	36,6	16,6	4,9	1,1	0,1	0

$\bar{x}$ = 0,0878; s = 0,1108; n = 597

Unter Berücksichtigung der überlappenden Klassen kann man von einer guten Annäherung sprechen. Unverkennbar treten auch hier positive Extremwerte auf, bei denen der Verdacht auf Ausreißer besteht.

Wie in der Modellübersicht (Abb. 13, S. 95) angedeutet, ist der Zeitbedarf sicherlich von der Fahrentfernung, die wiederum durch die Entfernung zum nächsten Baum bestimmt wird, und der Befahrbarkeit abhängig; diese beiden Parameter wurden jedoch nicht aufgenommen.

> Für das Modell soll der Zeitbedarf "Fahren zum nächsten Baum" durch die Generierung der Verteilung nach Tabelle 13 abgebildet werden.

Im Beispiel ergeben sich mit Hilfe der Zufallszahlen 0,286, 0,782 und 0,417 Zeiten von 0, 0,1 und 0,1 Minuten.

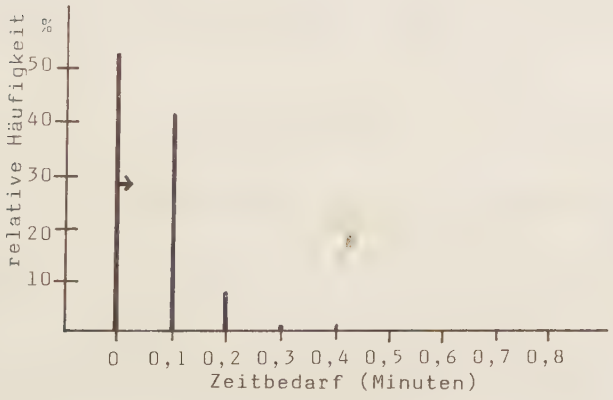
9 Rücklauf des Entastungsschlittens

Hier handelt es sich nicht um die wiederholte Bearbeitung eines Stammteiles, deren Zeitbedarf unter Asten enthalten ist, sondern um die Vorbereitung des neuen Zyklus; zwischen Abzopfen, wobei sich der Entastungsschlitten in der hinteren Position befindet, und Einlegen, wobei die vorderste Position eingenommen sein muß, ist der Schlitten vorzurücken; der hydraulischen Steuerung wegen kann die Maschine gleichzeitig weder Fahren noch Fällen.

Bei der Hälfte der Zyklen fiel keine Beobachtung für Rücklauf an; zum Teil traf kein Meßpunkt auf die Dauer dieses Ablaufabschnittes, zum vermutlich größeren Teil jedoch wurde der Vorgang während eines anderen Ablaufabschnittes miterledigt. Als Mittelwert wurden 0,57 Minuten berechnet, als Standardabweichung 0,066.

Die beobachtete Verteilung des Zeitbedarfs ist in Abb. 22 dargestellt.

Abb. 22: Verteilung des Zeitbedarfs für den Rücklauf des Entastungsschlittens



Äußerlich ähnelt diese Verteilung einer Exponential-Verteilung oder einer Poisson-Verteilung; daher wird in Tab. 14 neben der beobachteten relativen und Summenhäufigkeit auch die nach einer Poisson-Verteilung berechnete Häufigkeit angegeben. Bei der geringen Anzahl von Klassen ist die Ähnlichkeit in den Häufigkeiten ohne Beweiskraft.

Tabelle 14: Häufigkeiten des Zeitbedarfs für Asterrücklauf

Intervalle (0,1 Minuten)	0	1	2	3	4
relative Häufigkeit (%)	51,8	40,4	7,2	0,5	0,2
Summenhäufigkeit (%)	51,8	92,2	99,3	99,8	100
für eine Poisson-Verteilung mit λ = 0,6 berechnete Häufigkeit (%)	54,9	32,9	9,9	2,0	0,3

$\bar{x}$ = 0,05695 Minuten; s = 0,06635 Minuten; n = 597

Die Frage nach Ausreißern stellt sich bei diesem Element nicht, da korrespondierende Störungen nicht ausgeschieden wurden und im Modell nicht vorgesehen sind.

In das Modell soll Element [9] mit dem nach Tabelle 14 generierten Zeitbedarf eingehen.

Für das Beispiel ergeben die Zufallszahlen 0,093, 0,701 und 0,408 0, 0,1 und 0 Minuten.

[10] Beseitigen von unverwertbaren Bäumen

Vielfach wurden unterständige Bäumchen im Bereich des zu fällenden Baumes nebenbei und ohne ausscheidbaren Zeitbedarf umgedrückt; in diesen Fällen sollte die Zahl der unverwert-

baren Bäumchen als Einflußfaktor (Schwierigkeitszuschlag) beim Positionieren und Fahren berücksichtigt werden. Nur wenn der Unterstand massiert auftrat, fiel ein eigener Ablaufabschnitt an, der z. T. wiederum zu kurz war, um einen Meßpunkt zu erhalten. Dann ist die Zahl, Stärke und Lage dieser Bäumchen im Bestand verantwortlich für den Zeitbedarf dieses Elements. Bei der vorliegenden Studie konnte aber nicht einmal die Zahl der Bäumchen zuverlässig festgehalten werden, da in Sekundenbruchteilen bis zu einem Dutzend und mehr umgestoßen wurden. Die Zahl der unverwertbaren Bäumchen pro Gasse erwies sich als nicht signifikanter Faktor, wohl auf Grund der heterogenen Verhältnisse mit kleinflächiger Massierung neben Bestandsteilen ohne Unterstand.

Als mittlerer Zeitbedarf ergaben sich 0,05, als Standardabweichung 0,11 Minuten.

Die beobachtete Häufigkeitsverteilung ist in Abb. 23 (s.S.128) dargestellt.

Zumindest von der Abbildung her besteht hier Ähnlichkeit mit einer Exponentialfunktion; daher wird in Tabelle 15 die nach

$$f(x) = 19{,}28 * e^{-5{,}729x}$$

berechnete Häufigkeit mit angegeben.

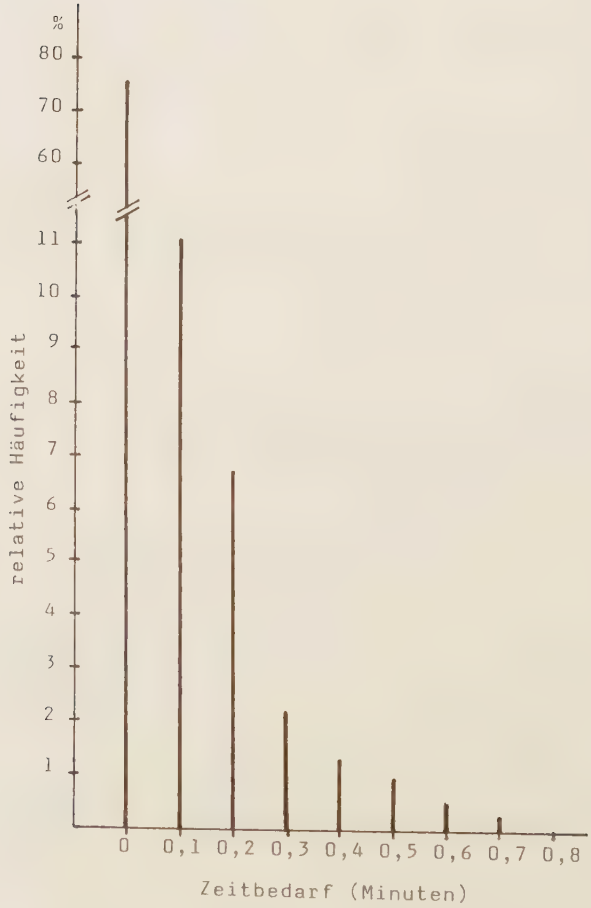
Tabelle 15: Häufigkeiten des Zeitbedarfs für das Beseitigen von unverwertbaren Bäumchen

Zeitbedarf (Minuten)	0	0,1	0,2	0,3	0,4	0,5	0,6	0,7	0,8
relative Häufigkeit (%)	76,8	11,1	6,7	2,2	1,3	1,0	0,5	0,3	0,1
Summenhäufigkeit (%)	76,8	87,9	94,6	96,8	98,1	99,1	99,6	99,9	100
berechnete Häufigkeit (%)	nicht definiert	10,9	6,1	3,5	1,9	1,1	0,6	0,3	0,2

Die Verteilung der Dauer des Elements [10] soll nach den beobachteten Häufigkeiten der Tabelle 15 generiert werden.

Für das Beispiel ergaben sich dann mit den Zufallszahlen 0,492, 0,974, 0,237 Zeiten von 0, 0,4 und 0 Minuten.

Abb. 23: Verteilung des Zeitbedarfs für Beseitigen von unverwertbaren Bäumchen



11 und 12 Lastfahrt und Poltern

Die beiden Elemente sollen zusammen betrachtet werden; als Überbegriff könnte "Leeren der Sammelwanne" gewählt werden. In manchen Fällen war eine Lastfahrt nicht erforderlich, unmittelbar nach dem Abrollen des letzten Schaftes wurde die Sammelwanne abgekippt; meist mußte der Maschinenführer jedoch erst einen geeigneten Platz (Ausbuchtung, Bestandslücke) aufsuchen. Von der Möglichkeit, mit dem RW 30 jeweils eine Sammelwanne voll bis zur Waldstraße zu rücken, also der Lastfahrt im eigentlichen Sinne, wurde während der Studien kein Gebrauch gemacht.

"Entleeren" trat nur 44 mal auf. Die beiden Fälle "Element nicht aufgetreten" und "Dauer $<$0,1 Minuten" konnten hier getrennt werden, das Klassenmittel der Klasse 0 liegt demgemäß bei 0,05 Minuten.

Für die Dauer der beiden Ablaufabschnitte wurden folgende Verteilungen beobachtet:

Tabelle 16: Häufigkeiten des Zeitbedarfs für Lastfahrt

Zeitbedarf (Minuten)	0,05	0,1	0,2	0,3	0,4	0,5
relative Häufigkeit (%)	41	21	20	11	5	2
Summenhäufigkeit (%)	*41*	*62*	*82*	*93*	*98*	*100*

$\bar{x}$ = 0,161; s = 0,131; n = 44

Tabelle 17: Häufigkeiten des Zeitbedarfs für Poltern

Zeitbedarf (Minuten)	0,05	0,1	0,2	0,3	0,4
relative Häufigkeit (%)	18	14	43	20	5
Summenhäufigkeit (%)	*18*	*32*	*75*	*95*	*100*

$\bar{x}$ = 0,180; s = 0,111; n = 44

Es läßt sich zeigen, daß der Zeitbedarf für Lastfahrt einer Exponentialverteilung ähnelt, der Zeitbedarf für Poltern einer Normalverteilung. Die geringe Anzahl der Beobachtungen insgesamt neben der geringen Anzahl von Klassen, der Überlappung und der ungleichen Klassenbreite erlaubt allerdings keinen statistisch gesicherten Nachweis.

Während der Zeitbedarf wie bei den vorangehenden Elementen generiert werden kann, ist hier für die Entscheidung, ob der Vorgang "Entleeren" im jeweiligen Zyklus auftritt oder nicht, eine eigene Regelung erforderlich. Maßgeblich ist dabei, ob die Sammelwanne voll ist, darüber hinaus stochastische Einflüsse, wie das Vorhandensein einer günstigen Abladestelle, das Erreichen des Gassenendes etc. Das vorliegende Untersuchungsmaterial liefert dazu keine geeigneten Informationen, da ja zahlreiche Zyklen aus den verschiedensten Gründen eliminiert wurden. Im übrigen kommt es entscheidend auf die Arbeitsanweisung an:

Diese kann auf eine maximale Ausnutzung der Kapazität der Sammelwanne von rund 2 Festmetern abzielen, oder auf die Bildung von Rückelasten bestimmter Größe, die auf das Betriebsmittel beim Rücken abgestellt sind; sie kann aber auch aus Gründen der Pfleglichkeit darauf gerichtet sein, in möglichst kurzen Abständen an geeigneten Verbreiterungen der Gasse abzuladen, um Beschädigungen der Randbäume beim Poltern selbst und beim Passieren der Rückemaschine gering zu halten und um den Bodendruck des RW 30 möglichst zu vermindern.

Bei den Rückemitteln erfordert ein Grapple-Skidder, wie er in Nordamerika meist mit dem RW 30 gekoppelt wird, ein möglichst großes Polter, da er nur einmal eine Last aufnehmen kann; besonders gut auf den Vollernter abgestimmt ist ein Klemmbank-Schlepper, der mit Kran ausgestattet und daher von der Poltergröße weitgehend unabhängig ist. Wird ein Forstschlepper oder landwirtschaftlicher Schlepper mit Seilwinde verwendet, so ist die Poltergröße auf dessen Lastgröße abzustellen.

Somit ist eine Routine in das Modell einzubauen, die laufend das geerntete Volumen aufaddiert und bei einer einzugebenden Grenze "abläd't"; der stochastische Charakter kann z. B. durch Abziehen von exponentialverteilten Zufallszahlen von der Kapazität der Sammelwanne bzw. durch normalverteilte Zufallszahlen mit dem Mittelwert "angestrebte Poltergröße" generiert werden.

Für das vorliegende Modell wird der Zeitbedarf für jeden Entladevorgang nach den Verteilungen der Tabellen 16 und 17 generiert. Der Abstand der Entladevorgänge soll durch das Erreichen einer normalverteilten Lastgröße mit dem Mittelwert 1,6 Festmeter und einer Standardabweichung von 0,2 Festmetern abgebildet werden.

Für das Beispiel fallen bei 3 Zyklen keine Entladevorgänge an. Als erste Lastgröße wurden nach dem Programm in Anlage 5 1,53 m^3 berechnet.

Für die nicht zyklischen Elemente der Hauptnutzung gilt zusammenfassend:

- Verallgemeinerungen über den Verteilungstyp sind schwer zu machen, weil diese Elemente seltener auftraten; hinsichtlich Multimomentfehler, Überlappung und ungleich breiten Klassen liegen die selben Probleme vor wie bei den zyklischen Elementen.

- Für das vorliegende Modell werden daher die beobachteten Häufigkeiten, die tabellarisch angegeben sind, mit Hilfe von Zufallszahlen generiert.

- Vielfach scheinen Standardverteilungen (Poisson-, Exponential-, Normalverteilung) den beobachteten Häufigkeiten zu entsprechen, können aber statistisch vorläufig nicht gesichert werden.

4.3.5 Störungsbedingte Unterbrechungen

Die Unterbrechungen haben bei dem beobachteten Holzerntesystem nur geringe Auswirkungen auf den Gesamtzeitbedarf; die nunmehr vorzunehmende Generierung der Attribute für diese Elemente ist daher ohne praktische Bedeutung. Es soll aber nicht darauf verzichtet werden, nicht nur der Vollständig-

keit halber: Die Unterbrechungen machen den stochastischen Charakter des Modells besonders deutlich, sie können bei anderen Systemen erheblichen Anteil am Zeitbedarf erhalten, schließlich ist die Hypothese (s. S. 120) "Ausreißer" bei den produktiven Elementen seien durch die Überlagerung mit Störungen entstanden, auch im Hinblick auf die daraus resultierenden veränderten Häufigkeiten bei den betreffenden Störungen zu überprüfen. Daraus können sich Rückwirkungen auf die Aufnahmemethodik ergeben. Es ist nochmals darauf hinzuweisen, daß diese störungsbedingten Unterbrechungen meist gar nicht ausgeschieden werden und vielfach schwer zu erkennen sind; dann können sie in beträchtlichem Umfang Ursache für Unregelmäßigkeiten im Datenmaterial sein.

Im folgenden sollen zunächst die Häufigkeiten der einzelnen Störungen angegeben werden; in Klammern sind die Verteilungen angeführt, die sich ergeben würden, wenn man die "Ausreißer" der produktiven Ablaufabschnitte, wie dort vorgemerkt, zu Störungen umdefiniert.

13 Störung beim Positionieren

trat 9 mal oder in 1,5 % der Zyklen auf; rechnet man die 4 "Ausreißer" (s. S. 120) dazu, sind es 2,2 % der Zyklen.

Tabelle 18: Häufigkeiten der Dauer "Störung beim Positionieren"

Zeitbedarf (Minuten)	0,1	0,2	0,3	0,4	0,5
Häufigkeit (%)	88,9	11,2			
(mit "Ausreißern")	(69,2)	(15,4)	(0)	(7,7)	(7,7)

$\bar{x}$ = 0,111; s = 0,033; n = 9

(mit "Ausreißern": $\bar{x}$ = 0,169; s = 0,132; n = 13)

14 Störung beim Fällschnitt

trat 15 mal oder in 2,5 % der Zyklen auf. "Ausreißer" wurden nicht festgehalten.

Tabelle 19: Häufigkeiten der Dauer "Störung beim Fällschnitt"

Zeitbedarf (Minuten)	0,1	0,2	0,3	0,4	0,5	0,6
Häufigkeit (%)	66,7	13,3	0	6,7	6,7	6,7

$\bar{x}$ = 0,193; s = 0,167; n = 15

15 Störung beim Einlegen

trat 49 mal oder in 8,2 % der Zyklen auf. "Ausreißer" gab es 3 (s. S. 120), also zusätzlich 0,5 % der Zyklen.

Tabelle 20: Häufigkeiten der Dauer "Störung beim Einlegen"

Zeitbedarf (Minuten)	0,1	0,2	0,3	0,4	0,5	0,6
Häufigkeit (%)	40,8	32,7	12,2	6,1	6,1	2,0
(mit "Ausreißern")	(38,5)	(30,8)	(15,4)	(7,7)	(5,8)	(1,9)

$\bar{x}$ = 0,210; s = 0,129; n = 49
(mit"Ausreißern": $\bar{x}$ = 0,217; s = 0,129; n = 52)

16 Störung beim Entasten

kam 17 mal oder in 2,8 % der Zyklen vor; dazu kommen 6 "Ausreißer" (s. S. 120) in 1,0 % der Zyklen.

Tabelle 21: Häufigkeiten der Dauer "Störung beim Entasten"

Zeitbedarf (Minuten)	0,1	0,2	0,3	0,4	0,5	0,6
Häufigkeit (%)	52,9	35,3	5,9	5,9		
(mit "Ausreißern")	(39,1)	(26,1)	(13,0)	(13,0)	(4,3)	(4,3)

$\bar{x}$ = 0,165; s = 0,086; n = 17
(mit"Ausreißern": $\bar{x}$ = 0,230; s = 0,146; n = 23)

17 Störung beim Abzopfen

trat nur 6 mal oder in 1 % der Zyklen auf; "Ausreißer" wurden nicht beobachtet.

Tabelle 22: Häufigkeiten der Dauer "Störung beim Abzopfen"

Zeitbedarf (Minuten)	0,1	0,2
Häufigkeit (%)	83,3	16,7

$\bar{x}$ = 0,117; s = 0,041; n = 6

18 Störung beim Abrollen

schließlich kam 19 mal oder in 3,2 % der Zyklen vor, 4 "Ausreißer" (0,7 % der Zyklen) können noch dazugeschlagen werden (s. S. 119).

Tabelle 23: Häufigkeiten der Dauer "Störung beim Abrollen"

Zeitbedarf (Minuten)	0,1	0,2	0,3	0,4	0,5
Häufigkeiten (%)	52,6	21,1	10,5	10,5	5,3
(mit "Ausreißern")	(43,5)	(21,7)	(13,0)	(13,0)	(8,7)

$\bar{x}$ = 0,195; s = 0,127; n = 19
(mit "Ausreißern": $\bar{x}$ = 0,222; s = 0,138; n = 23)

Infolge der bereits mehrfach angeführten Unregelmäßigkeiten im Datenmaterial - überlappende Klassen, ungleich breite Klassen, geringe Anzahl von Klassen, nunmehr bei den Störungen auch sehr geringer Stichprobenumfang - lassen sich Verallgemeinerungen der Verteilungen kaum statistisch absichern. Dennoch sollen einige Hypothesen zu den Verteilungstypen formuliert und in Anlage 7 durch Zahlenbeispiele plausibel gemacht werden:

Bei wenig störungsanfälligen Elementen, als Beispiel können Positionieren und Zopfen angeführt werden (Anlage 7a), beanspruchen die Störungen sowohl insgesamt als auch beim Eintreffen im Einzelfall wenig Zeit. Hier kann die Dauer über eine Poisson-Verteilung mit dem mittleren Zeitbedarf aller Zyklen als λ angenähert werden. Gute Übereinstimmung wird allerdings nur für die ursprünglich aufgezeichneten Störungen erreicht, nicht für die Häufigkeiten beim Positionieren, die aus dem Umdefinieren der "Ausreißer" resultieren.

Bei Elementen mit größerer Störanfälligkeit, aber einfacher und rascher Behebung der Störung, scheint die Verteilung einem Poisson-Prozeß zu folgen, d. h. die Dauer der Störungen ist poisson-verteilt, der Abstand der Störungen sollte

somit exponential-verteilt sein. Beispiele sind Einlegen Störung, Asten Störung und Abrollen Störung (Anlage 7b).

Wenn auch diese Zahlenbeispiele wegen der geringen Anzahl der Klassen und der geringen Besetzung einiger Klassen nicht durch statistische Tests geprüft werden können, so wird doch deutlich, daß vielfach nahezu das gleiche numerische Resultat durch Verwendung der Häufigkeitstabelle wie durch Standardverteilungen erzielt wird. Darüberhinaus wird damit für einige Elemente die Hypothese, die Ausreisser im statistischen Sinne (s. S. 120), aber auch die im Rahmen der verwendeten Verteilung tolerierbaren positiven Extremwerte seien als störungsbedingte Unterbrechungen umzudefinieren, weiter bestätigt.

Bei der Generierung der digitalen Attribute für die Störungen ist zu berücksichtigen, ob bei dem Vorschlag für die korrespondierenden produktiven Elemente "Ausreißer" eingeschlossen sind oder nicht. Somit ergibt sich für die Störungen bei den zyklischen Ablaufabschnitten folgender Vorschlag für den Modellentwurf:

Bei [13] ist eine eindeutige Aussage ebensowenig möglich wie beim korrespondierenden [2] (Positionieren); da dort eine Normalverteilung gewählt worden war, sind die beobachteten Extremwerte nicht abgedeckt. Für [13] erwies sich eine Poissonverteilung nur ohne "Ausreißer" als passend. Daher muß die beobachtete Häufigkeit mit "Ausreißern" (Tabelle 18, Werte in Klammern) Verwendung finden. Um die Generierung des Abstandes des Eintreffens (bzw. der Entscheidung, ob [13] eintrifft oder nicht) in einem Arbeitsgang mit der Generierung des Zeitbedarfs zu erledigen, wird die Summenhäufigkeit einschließlich der Klasse 0 ermittelt:

Tabelle 24: Summenhäufigkeit für [13] (Störungsbedingtes Unterbrechen beim Positionieren, einschließlich "Ausreißer")

Zeitbedarf (Minuten)	0	0,1	0,2	0,3	0,4	0,5
Summenhäufigkeit (%)	97,8	99,3	99,7	99,7	99,9	100

Der Zeitbedarf für [13] ist nach Tabelle 24 unter Verwendung von Zufallszahlen zu generieren.

Mit den Zufallszahlen 38,2, 14,0 und 86,1 ergibt sich für die 3 Beispiels-Zyklen keine Störung beim Positionieren.

Bei [14] hatte sich keine Standardverteilung finden lassen, Ausreißer bei [3] waren nicht vorgemerkt worden. Somit steht nur die Häufigkeit nach Tabelle 19 zur Verfügung. Sie wird ebenfalls in eine Summenhäufigkeits-Tabelle einschließlich der Klasse 0 ("keine Störung aufgetreten") umgeformt:

Tabelle 25: Summenhäufigkeit für [14] (Störungsbedingtes Unterbrechen beim Fällschnitt)

Zeitbedarf (Minuten)	0	0,1	0,2	0,3	0,4	0,5	0,6
Summenhäufigkeit (%)	97,5	99,2	99,5	99,5	99,7	99,9	100

Der Zeitbedarf für [14] ist nach Tabelle 25 unter Verwendung von Zufallszahlen zu generieren.

Mit den Zufallszahlen 17,2, 24,6 und 26,8 erhält man also gleichfalls keine Störungen beim Fällen.

Für [15] hatte sich eine gute Anpassung der Häufigkeiten ohne 0-Werte einschließlich Ausreißer an eine Poisson-Verteilung ergeben; damit korrespondiert gut die Generierung des Zeitbedarfs für [4] mit Hilfe einer Regression mit Berücksichtigung der Residualabweichung.

> Der Zeitbedarf für [15] ist in zwei Schritten herzuleiten: Über Zufallszahlen ist 8,7 % der Zyklen eine Unterbrechung zuzuordnen, deren Dauer durch eine Poissonverteilung mit λ = 2,2 darzustellen ist.

Mit den Zufallszahlen 66,3, 40,0 und 2,5 wird dem letzten der drei Beispiele eine störungsbedingte Unterbrechung zugewiesen. Mit der weiteren Zufallszahl 53,1 ergibt sich in der Poisson-Verteilung mit λ = 2,2 ein Wert von 2 Intervallen oder 0,2 Minuten (in Anlage 5 ist auch ein BASIC-Programm angegeben).

Bei [16] unter Einbeziehung der Ausreißer scheint ebenfalls eine Poisson-Verteilung vorzuliegen; bei [5] (Asten) war eine Normalverteilung verwendet worden. Somit ist analog vorzugehen wie bei [15].

> Element [16] tritt in zufällig ausgewählten 3,8 % der Zyklen auf; der Zeitbedarf folgt einer Poisson-Verteilung mit λ = 2,3.

Die Zufallszahlen 72,3, 22,6 und 82,6 ergaben für das Beispiel von drei Zyklen keine Störung beim Entasten.

Bei [17] waren keine Extremwerte von [6] zu berücksichtigen. Die Verteilung einschließlich der 0-Werte wies große Ähnlichkeit mit einer Poisson-Verteilung auf; die statistische Absicherung ist jedoch besonders gering, daher soll die beobachtete Häufigkeit verwendet werden. Aus Tabelle 17 wird erneut eine Summenhäufigkeitstabelle abgeleitet:

Tabelle 26: Summenhäufigkeit für [17] (Störungsbedingtes Unterbrechen beim Abzopfen)

Zeitbedarf (Minuten)	0	0,1	0,2
Summen-häufigkeit (%)	99,0	99,8	100

Der Zeitbedarf für Element [17] ist mit Hilfe der Tabelle 26 zu generieren.

Mit den Zufallszahlen 85,8, 51,2 und 74,0 ergeben sich keine Störungen beim Abzopfen

Das Element [18] als letzte der störungsbedingten Unterbrechungen folgt einschließlich der positiven Extremwerte von [7] erneut einer Poisson-Verteilung, allerdings ist die Übereinstimmung hier etwas schlechter als bei [15] und [16].

Das Element [18] tritt in 3,9 % der Zyklen auf; die Dauer ist als Poisson-Verteilung mit λ = 2,2 zu generieren.

Im Beispiel ergeben die Zufallszahlen 12,5, 94,2 und 42,0 keine Unterbrechung.

Somit sind die störungsbedingten Unterbrechungen bei den zyklischen Elementen der Hauptnutzung mit digitalen Attributen versehen.

Da die nicht zyklischen Elemente der Hauptnutzung wesentlich seltener auftraten, geht auch die Anzahl der korrespondierenden Unterbrechungen weiter zurück; gleichzeitig ist auch der Anteil am Gesamtzeitbedarf nahezu bedeutungslos.

Im folgenden werden daher nurmehr die Beobachtungen der störungsbedingten Unterbrechungen bei den nicht zyklischen Elementen angeführt und eine Häufigkeitstabelle zur Generierung der digitalen Attribute angegeben:

19 Störungsbedingtes Unterbrechen beim Fahren zum nächsten Baum

kam 4-mal vor, mit 0,1, 0,4, 0,7 und 1,4 Minuten Dauer.

Der Zeitbedarf für Element 19 ist nach Tabelle 27 mit Hilfe von Zufallszahlen zu generieren.

Tabelle 27: Summenhäufigkeit bei 19

Zeitbedarf (Minuten)	0	0,1-0,9	1-1,9
Summenhäufigkeit (%)	99,3	99,8	100

Für die Zufallszahlen 19,7, 98,1 und 37,6 ergibt sich keine Unterbrechung.

20 Störung beim Beseitigen von unverwertbaren Bäumen

trat 3-mal auf mit 0,1, 0,2 und 0,3 Minuten

Element 20 ergibt sich aus Tabelle 28

Tabelle 28: Summenhäufigkeit bei 20

Zeitbedarf (Minuten)	0	0,1	0,2	0,3
Summenhäufigkeit (%)	99,5	99,7	99,8	100

Mit den Zufallszahlen 70,6, 59,0 und 45,5 erhält man gleichfalls keine Unterbrechung.

[21] Störung bei der Lastfahrt

wurde nur 1-mal festgestellt, mit 0,2 Minuten Dauer.

Dem Element [21] wird in 0,2 % der Fälle eine Dauer von 0,5 Minuten [1] zugeordnet.

Für das Beispiel liefern die Zufallszahlen 58,3, 84,6 und 62,1 erneut keine Unterbrechung.

[22] Störung beim Poltern

trat 5-mal auf, je 2-mal mit 0,1 und 0,2, 1-mal mit 0,5 Minuten Dauer.

Der Zeitbedarf für Element [22] ist nach Tabelle 29 zu generieren.

Tabelle 29: Summenhäufigkeit von [22]

Zeitbedarf (Minuten)	0	0,1	0,2	0,3	0,4	0,5
Summenhäufigkeit (%)	99,2	99,5	99,7	99,8	99,9	100

Die Zufallszahlen 17,8, 97,9 und 41,6 führen auch hier nicht zur Zuordnung einer Störung.

[23] Allgemeine Störung

Neben den störungsbedingten Unterbrechungen, die bestimmten Ablaufabschnitten der produktiven Nutzung zugeordnet werden können, sind bei Arbeitsstudien meist auch Unterbrechungen zu beobachten, die nur dem Arbeitssystem als Ganzes zugewiesen werden können; man bezeichnet sie in der Regel als Allgemeine Störung. Im vorliegenden Fall sind dabei Reparaturen nicht enthalten (s. S. 97).

[1] sicherheitshalber also mehr als die beobachteten 0,2 Minuten

Allgemeine Störung wurde auch bei der sogenannten Verteilzeitstudie ausgeschieden, sodaß eine größere Anzahl von Beobachtungen, die sich freilich auch auf einen größeren Beobachtungszeitraum bezieht, zur Verfügung steht. Daraus ergab sich die Summenhäufigkeit nach Tabelle 30.

Tabelle 30: Summenhäufigkeit von [23]

Zeitbedarf (Minuten)	0	0,5	1,0	2,0	3,0
Summenhäufigkeit (%)	99,2	99,7	99,8	99,9	100

Der Zeitbedarf für Element [23] ist mit Hilfe von Zufallszahlen nach Tabelle 30 zu generieren.

Für die 3 Zyklen des Beispiels ergeben die Zufallszahlen 12,7, 87,6 und 23,2 wiederum nur 0-Werte, also keine Störung.

4.3.6 Weitere Elemente des Modells

Es verbleiben nunmehr im Modell nach Abb. 13 (s. S. 95) die Elemente [24], [25] und [26], für die noch ein digitales Attribut zu generieren ist. Diese Elemente fallen zeitlich stärker ins Gewicht als die vorangegangenen; andererseits entziehen sie sich grundsätzlichen und allgemeingültigen Erkennntnissen fast völlig, da sie von Singularitäten der Maschine (z. B. Messerschliff), der Bäume (z. B. Saftzustand der Rinde) oder des Maschinenführers (z. B. Erholungsbedürfnis) abhängig sind.

[24] Freimachen des Entastungskopfes

Dieser Ablaufabschnitt war gesondert ausgeschieden worden, da erkennbar war, daß durch technische Änderungen Abhilfe geschaffen werden mußte und konnte (s. S. 35).

Hier ist der Zeitbedarf dargestellt, wie er 1974 beobachtet wurde:

Tabelle 31: Häufigkeiten der Dauer "Freimachen des Entastungskopfes"

Zeitbedarf (Minuten)	10	15	20	25 ... 45
relative Häufigkeit (%)	44	22	28	3	3

Mittelwert $\bar{x}$ = 15,5; Standardabweichung s = 7,1;
Anzahl n = 32

Eine Verallgemeinerung der Verteilung ist auch hier nicht möglich; wenn man ein Intervall von 5 Minuten als Einheit verwendet, besteht jedoch Ähnlichkeit mit einer Poisson-Verteilung.

Um den Zeitbedarf generieren zu können, wird aus Tabelle 31 eine Summenhäufigkeitstabelle einschließlich der Klasse 0 hergeleitet; das Element [24] trat in 0,99 % der Zyklen auf.

Tabelle 32: Summenhäufigkeit von [24]

Zeitbedarf (Minuten)	0	10	15	20	25 ... 45	
Summenhäufigkeit (%)	99,1	99,5	99,7	99,9	99,95	100

Der Zeitbedarf für Element [24] ist mit Hilfe von Zufallszahlen nach Tabelle 32 zu generieren.

Die 3 Zyklen des Beispiels erhalten durch die Zufallszahlen 26,2 , 36,7 und 75,8 kein Freimachen zugeteilt.

[25] Sachlich bedingte Verteilzeiten.

Dieses Element entspricht weitgehend dem "Ablaufbedingten Unterbrechen" aus Anlage 4, lediglich Tanken wurde eliminiert (siehe auch Rüsten, S. 96). Es trat insgesamt 57 mal auf, mit einem Anteil von 4 % der Nutzungsstunden.

Tabelle 33: Häufigkeiten der Dauer "Sachlich bedingte Verteilzeiten"

Zeitbedarf (Minuten)	1	2	3	4	5	6	7	8 ... 11
relative Häufigkeit (%)	21	44	11	7	9	4	2	2

Mittelwert $\bar{x}$ = 2,79; Standardabweichung s = 1,97;
Anzahl n = 57

Auch hier besteht eine Ähnlichkeit zur Poisson-Verteilung, allerdings mit einem starken Überhang bei 2 Minuten.

Der Zeitbedarf für Element [25] ist nach der Summenhäufigkeit aus Tabelle 34 zu generieren.

Tabelle 34: Summenhäufigkeit von [25]

Zeitbedarf (Minuten)	0	1	2	3	4	5	6	7	8 .. 11
Summenhäufigkeit (%)	97,8	98,2	99,2	99,4	99,6	99,8	99,85	99,9	99,95 100

Für das Beispiel ergeben die Zufallszahlen 71,1 , 32,3 und 15,6 keinen Zeitbedarf bei sachlichen Verteilzeiten.

26 Persönlich bedingte Verteilzeiten

Dieses Element entspricht dem "Erholungsbedingten Unterbrechen" in Anlage 4. Wie schon in der Bezeichnung zum Ausdruck kommt, ist die Dauer von der Person des Maschinenführers abhängig; eine Verallgemeinerung verbietet sich daher nicht nur für den Verteilungstyp, sondern auch für den Anteil an den Nutzungsstunden. Die Beobachtungen seien aber der Vollständigkeit halber mitgeteilt.

Tabelle 35: Häufigkeiten der Dauer "Persönlich bedingte Verteilzeit"

Zeitbedarf (Minuten)	0-0,9	1-1,9	2-4,9	5-9,9	10-14,9	15
Anzahl der Beobachtungen	9	2	5	14	8	2

Mittelwert $\bar{x}$ = 6,5 Minuten; Standardabweichung s = 5,1
Anzahl n = 40

Der Zeitbedarf für Element 26 schließlich ist nach der Summenhäufigkeit aus Tabelle 36 zu generieren.

Tabelle 36: Summenhäufigkeit von 26

Zeitbedarf (Minuten)	0	0,5	1,5	3,5	7,5	12,5	15
Summenhäufigkeit (%)	98,9	99,1	99,2	99,3	99,7	99,9	100

Im Beispiel errechnen sich für das letzte Attribut mit den Zufallszahlen 2,7 , 83,0 und 44,3 wiederum nur 0-Werte, also keine Verteilzeiten.

Somit ist jedem Element des Modells ein digitales Attribut zugewiesen; die angeführten drei Beispiels-Zyklen können in Anlage 8 zusammengestellt werden.

4.4 Anwendung des Modellentwurfs

Mit Hilfe der angegebenen digitalen Informationen läßt sich nunmehr unschwer das graphisch und verbal erläuterte Modell des RW 30 in ein Computerprogramm umformen. Aus Abb. 13 erhält man durch konsekutive Anordnung der Elemente einen Programmablaufplan. Durch den Vergleich der Ergebnisse eines Simulationslaufes mit den tatsächlich beobachteten Daten kann man prüfen, ob das Modell annähernd wirklichkeitsgetreu ist. Die eigentliche Validität des Modells darf allerdings erst dann als gesichert gelten, wenn am Modell vorgenommene Modifikationen zu den selben Auswirkungen führen wie am realen System. Auf diese umfangreichen Arbeitsschritte der eigentlichen Computer-Simulation muß hier verzichtet werden.

Nun war bei der Erläuterung des Modellentwurfs immer wieder auf Datenprobleme hingewiesen worden; auch bei den in der Literatur beschriebenen Simulationsmodellen ist meist angegeben, daß der erste Modellentwurf vor allem den Effekt hat, die Datenerfassung für einen zweiten Entwurf zu verbessern.

Zur Konstruktion des vorliegenden Modells fehlen einige Daten, die sich mit begrenztem Mehraufwand hätten erheben lassen; zum Zeitpunkt der Außenaufnahmen war lediglich noch nicht bekannt, daß sie zur Simulation erforderlich sein würden. Das betrifft in erster Linie die Beobachtungen in der Klasse "0-Multimomentintervalle" mit der Dauer 0 - 0,099 Minuten. Durch zusätzliche, aber realisierbare Aufschriebe bzw. Messungen hätte festgehalten werden können:

- wie groß der minimale Zeitbedarf derjenigen Ablaufabschnitte ist, die häufig in die Klasse 0 fallen. Da zur Ermittlung eines aussagefähigen minimalen Zeitbedarfs rund 50 Beobachtungen erforderlich sind, ergeben sich auf diese Weise zusätzliche Informationen über die Verteilungen der betreffenden Ablaufabschnitte und ihre Parameter.

- ob nicht zyklische Elemente, wenn auf sie kein Multimomentintervall fiel, überhaupt aufgetreten sind oder nicht. Auf diese Weise würden Informationen bereitgestellt, um das Klassenmittel der Klasse 0 genauer zu schätzen.

- in welchem Abstand selten auftretende Elemente, z. B. Lastfahrt und Störungen, aufgetreten sind; durch die Eliminierung unvollständiger und fehlerhafter Zyklen ist ja dieser Abstand nicht mehr feststellbar. Soweit nur Bezugsmaße fehlen, sollte man die Zeiten des Zyklus für diese Auswertung belassen. Wenn Zahl der Multimomentintervalle und Kontrollzeit voneinander abweichen, könnte zumindest festgehalten werden, ob eines der fraglichen Elemente auftrat oder nicht.

Es verbleiben dann diejenigen statistischen Fehler, die mit der Multimomenttechnik verknüpft sind (s. Abschnitt 2.4.3), insbesondere das Problem der überlappenden Klassen und der ungleich breiten Klassen; es muß aber nochmals betont werden, daß es sich dabei um kalkulierbare statistische Unsicherheiten handelt, welche die Anwendbarkeit der üblichen statistischen Tests einschränken. Im Rahmen der vorliegenden Arbeit ist es weder möglich, die Test-Verfahren entsprechend zu modifizieren, noch Methoden vorzuschlagen, um die beobachteten Klassen umzugruppieren. Es wäre aber nicht sinnvoll, zur Vermeidung der statistischen Fehler der Multimomenttechnik kürzere Intervalle oder andere Meßverfahren zu verwenden, die durch grobe Fehler, z. B. Ablesefehler, oder systematische Fehler belastet sind.

Mit der Länge des Multimomentintervalls hängt auch ein weiterer Mangel des vorliegenden Datenmaterials zusammen, die vielfach zu geringe Zahl von Klassen.

Es war bereits darauf hingewiesen worden, daß bei der 1974 verwendeten Technik mit Schleppzeiger-Stoppuhr und Diktaphon das Multimomentintervall von 1/10 Minuten nicht weiter verringert werden konnte. Durch technische Entwicklungen auf dem Gebiet der Datenerfassung - automatische Datenerfassungsgeräte, Übermittlung der Bezugsgrößen durch bedienungsfreie Funkgeräte, sprachgesteuertes Diktaphon - wird jedoch ein Intervall von 6/100 und möglicherweise sogar 3/100 realisierbar.

Für die Anwendung des Modells bedeuten diese Datenprobleme, daß auf den Modellentwurf nach Abschnitt 4.3 eine erneute und verbesserte Datenerfassung folgen sollte und nicht die Programmierung des Modells für einen Computer. Somit ist die Nutzanwendung des Modellentwurfs derzeit beschränkt auf Zwecke der Forschung und der Erklärung.

Am Forschungsmodell konnten folgende Hypothesen zum Arbeitsstudium mit Hilfe des vorliegenden Materials nicht falsifiziert, eher plausibel gemacht werden:

- Die Ablaufabschnitte der produktiven Nutzung sind normalverteilt; die positive Schiefe bzw. der Typ einer logarithmischen Normalverteilung kommt dadurch zustande, daß die Normalverteilung durch nicht ausgeschiedene Störungen überlagert wird.

- Die Fahrzeiten des Vollernters sind exponential verteilt.

- Die Störungen folgen einer Poisson-Verteilung, wenn als Einheit das Multimomentintervall oder ein vielfaches davon verwendet wird. Bei Elementen mit geringer Störanfälligkeit beschreibt eine Poisson-Verteilung mit einem 0,1 [1)] alle Zyklen, auch solche ohne Störung. Bei größerer Störanfälligkeit folgt die Dauer der Störungen, soweit eine auftrat, einer Poisson-Verteilung mit einem 1 [1)]; der Abstand des Eintretens sollte daher einer Exponentialverteilung folgen (s. 4.2.2, S. 86).

1) bezogen auf die Einheit: 1 Multimoment-Intervall

Wenn sich diese Hypothesen zu Theorien verdichten lassen, hat es erhebliche Auswirkungen auf die Theorie und auf die Meßmethodik des Arbeitsstudiums: Die Plausibilität von Daten kann kurzfristig geprüft werden, für selten auftretende Zeitarten und Ablaufabschnitte können standardisierte, ausgeglichene Werte eingeführt werden.

Als Erklärungsmodell dürfte der vorgestellte Modellentwurf für Maschinenführer, Einsatzleiter und sonstige am Maschineneinsatz beteiligte und interessierte Forstleute weitaus leichter verständlich sein und mehr Informationen liefern als beispielsweise Regressionsmodelle oder die bloße Struktur des Zeitbedarfs. Ein Modell wie das unter 4.3 beschriebene ist zwar langwierig nachzuvollziehen, erfordert aber keine mathematischen oder sonstigen Spezialkenntnisse.

Allein durch das bessere Verständnis des realen Systems werden somit Möglichkeiten der Arbeitsgestaltung eröffnet; die Möglichkeit zur Arbeitsgestaltung in Form des Experimentierens am Modell wird freilich wiederum erst durch die Computer-Simulation gegeben.

5. Zur Anwendung der Simulation auf Probleme der Schwachholzernte

Ohne Zweifel ist die Entwicklung und Validierung von Simulationsmodellen ein langwieriger und aufwendiger Vorgang. Daher ist zu fragen, ob die Anwendung dieser Methodik überhaupt sinnvoll ist.

Wenn nur die mittlere Produktivität einer Maschine, etwa im Vergleich zu anderen, ermittelt werden soll, ist das sicher fraglich. Zwar gelten auch hier die Vorteile der Abbildung des stochastischen Charakters und beliebiger Verteilungen, der Reaktionsfähigkeit auf verschiedene Bestandstypen oder Eingriffsarten; zum Ziel führen jedoch auch einfachere Methoden.

Wenn dagegen die stochastischen Schwankungen in der Produktivität von Interesse sind, ist die Simulation schwer durch andere Verfahren zu übertreffen; dies ist der Fall, wenn ein ganzes Holzerntesystem dargestellt werden soll. Wenn z. B. zum Rücken ein Spezialschlepper, ein Grapple-Skidder oder Klemmbankschlepper, eingesetzt werden soll, muß dessen Produktivität - sie ist etwa doppelt so groß - auf die des Ernters abgestimmt werden. Das kann durch Bildung von Einheiten mit mehrern Maschinen geschehen, wie es NEWMAN (1975) für den Koehring-Harvester beschreibt; denkbar wäre auch ein flexibler Mehrschichtenbetrieb, wobei Maschinenführer vom RW 30 zum Rückemittel wechseln. Wenn zusätzlich der Straßentransport zum Werk untersucht werden soll, entsteht ein klassisches Simulationsmodell; die komplizierte Struktur solcher Systeme ist anderen Methoden, etwa der Optimierung, nur schwer zugänglich.

Das Rücken kann aber auch durch eine Modifikation im Arbeitsverfahren des RW 30 erledigt werden, nämlich indem die Maschine die gefüllte Sammelwanne auf der Waldstraße entleert. Um Produktivität und Kosten dieser Variante am

realen System unter verschiedene Bestandsbedingungen und Erschließungsverhältnissen zu untersuchen, wären umfangreiche Außenaufnahmen erforderlich; besteht jedoch ein genügend genaues Simulationsmodell des RW 30, läßt sich die Frage in kürzester Zeit und mit geringen Kosten klären.

Andere Modifikationen im Arbeitsverfahren sind: Sammeln von nichtentasteten oder teilentasteten Schäften, selektive Entnahme einzelner Bäume in Gassennähe, Vorsortieren der Schäfte in Industrieholz und Stammholz.

Auch die unter Element [1] bereits besprochenen Aushaltungsfragen können zu den Modifikationen im Arbeitsverfahren gerechnet werden. In diesem Sinne wird die Simulation von Holzerntemaschinen zur Methode der experimentellen Arbeitsgestaltung, wie sie bislang für forstliche Maschinenarbeit nicht zur Anwendung kam.

Die Frage nach der Zweckmäßigkeit von Simulationsmodellen verengt sich somit auf die Frage, wieviele gleiche oder ähnliche Maschinen eingesetzt sein müssen, um den Aufwand für das Modellieren zu rechtfertigen. Ein einzelner Prototyp, der überdies immer wieder umgebaut wird, reicht da sicher nicht aus. Häufig findet man die Ansicht, daß multifunktionale Holzerntemaschinen in der deutschen Forstwirtschaft die Ausnahme bleiben werden. Es muß aber darauf hingewiesen werden, daß in den vergangenen Jahren die Erstdurchforstung von Nadelholzbeständen nahezu völlig unterlassen wurde; fast nirgends findet man rechtzeitig durchforstete Bestände. Dadurch werden erhebliche Wertverluste für die gesamte Umtriebszeit verursacht, wobei sich ungünstige Stärkeentwicklung, Verminderung der Stabilität, evtl. auch Verminderung des Zuwachses akkumulieren.

Es ist nicht Aufgabe dieser Arbeit, die derzeitigen Durchforstungsrückstände zu quantifizieren; eine Maschine wie der RW 30 kann zudem nicht für die Bestandspflege selbst eingesetzt werden, sondern nur die Feinerschließung der Bestände als erforderliche Infrastrukturmaßnahme zur Vorbereitung der selektiven Durchforstung durchführen. Dies sollte einige Jahre vorher stattfinden, um das Risiko von Schnee und Sturm zu mindern, ist aber heute ebenfalls fast nirgends als systematische Maßnahme anzutreffen.

Wenn man nun berücksichtigt, daß die Anlage von Gassen am leichtesten zu mechanisieren ist und daß für die selektive Durchforstung, selbst wenn nur mehr das Fällen motormanuell erledigt wird, ohnehin mehr ausgebildete Arbeitskräfte benötigt werden als zur Verfügung stehen, dürfte doch mit einer beträchtlichen Zahl von Erntemaschinen zu rechnen sein. Sieht man von den Rückständen ab, so wächst jährlich rund ein Prozent der Nadelwaldfläche der BRD von rund 5 Millionen ha in das Alter ein, in dem die Feinerschließung durchgeführt werden sollte; klammert man davon die Hälfte wegen Vorrangfunktionen und Geländeschwierigkeiten aus, verbleiben mindestens 20 000 ha. Ein Vollernter kann pro Tag 1 - 2 ha durch Gassen im Abstand von 30 m erschließen. Somit wären mindestens 50, eher etwa 100 Vollernter erforderlich. Sofern man zusätzlich den Kleinprivatwald ausklammert, nähert man sich dem unteren Rahmenwert. Wenn sich nun ein Absatzmarkt dieser Größenordnung entwickeln würde, dürften zwar verschiedene Hersteller mit Erntemaschinen unterschiedlicher Bauart konkurrieren; die Unterschiede zwischen Modellen gleicher Funktion können aber verhältnismäßig leicht als Varianten eines Grundmodells simuliert werden.

Ohne also hier eine Grenze angeben zu können, ab welcher Stückzahl ein Simulationsmodell kostendeckend sein könnte, ist diese Methode dann zu empfehlen, wenn umfangreiche neuartige Probleme, wie die Durchführung der betriebsnotwendigen Erstdurchforstung, bearbeitet werden sollen.

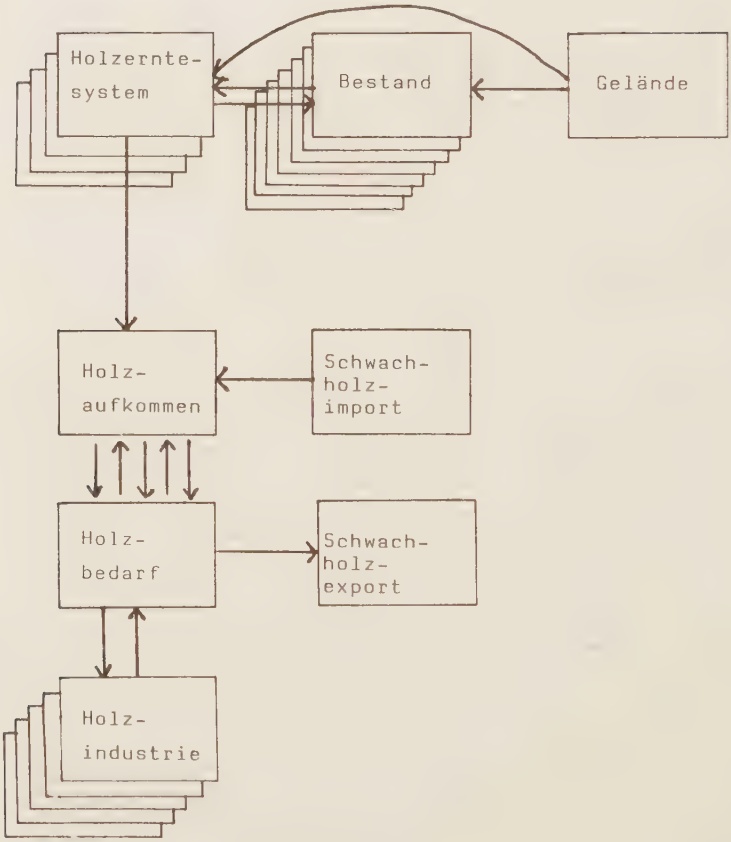
Nun erlaubt ein reines Maschinenmodell nur, Teilprobleme der Schwachholzernte zu bearbeiten; um z. B. den Absatz mittelfristig zu gewährleisten, sind Prognosen über das Aufkommen erforderlich.

Darunter wird hier weniger verstanden, welcher Zuwachs für verschiedene Bestandsformen, Bonitäten und Altersklassen zu erwarten ist, als welche Flächen nach welchem Eingriffsmuster bearbeitet werden sollen. Es macht ja z. B. einen Unterschied, ob 3,50 m breite Gassen im Abstand von 40 m angelegt werden, oder 4 m breite im Abstand von 15 m; bei der selektiven Durchforstung ist der Variationsbereich bezüglich des Anfalls eher noch größer. Für derartige Fragestellungen sind Bestandsmodelle erforderlich, auf die bereits verschiedentlich hingewiesen wurde (z. B. S. 63). Daraus resultierende Bestand-Maschine-Modelle können durch ein Geländemodell einschließlich der Erschließungslinien weiter vervollständigt werden.

Der beträchtliche Aufwand für repräsentative Bestands- und Geländemodelle kann wohl nur im Rahmen einer allgemeinen Inventur aufgebracht werden, dann freilich mit relativ geringerem Mehraufwand; z. B. müßten die Koordinaten der Bäume, ferner für eine Stichprobe die Lage des Schwerpunkts des Schaftes mit und ohne Äste erhoben werden.

Auf diese Weise ließe sich das Holzaufkommen als Output von Holzsystemen höherer Ordnung simulieren; für die Abbildung der Absatz-Seite liegen bereits Vorschläge vor. Daraus ergeben sich komplexe Modelle des Schwachholzmarktes etwa nach Abbildung 22. Bei derartigen Planungen liegt der Einwand nah, damit käme man zu Verhältnissen einer zentral verwalteten Wirtschaft. Offensichtlich ist aber auf dem Industrieholz-Sektor - anders als beim Stammholz mit seinen zahlreichen Abnehmern - eine mittelfristige innerhalb eines gewissen Rahmens verbindliche Planung unverzichtbar, wenn ein kontinuierlicher Absatz gesichert werden soll. Nur so kann die Holzindustrie ihrerseits Planungen durchführen, das erforderliche Kapital binden und damit letztlich weitere Absatzkrisen für Schwachholz vermeiden.

Abb. 22: Modell des Schwachholzmarktes



Denkbar ist freilich auch, daß künftig Selbstwerber die Erstdurchforstung übernehmen; wahrscheinlich erscheint es nicht, da Selbstwerber bislang an dürrem oder fast dürrem Unter- und Zwischenbestand interessiert sind, aber kaum an den schädlichen Bedrängern in dichten Jungbeständen, deren Entnahme das eigentliche Pflegeziel ist.

Es spricht daher einiges dafür, die Erstdurchforstung in den kommenden Jahren planmäßig in Angriff zu nehmen: Rohstoffe aller Art werden voraussichtlich begehrt sein, während in den vergangenen Jahren Schwachholz nur in begrenzten Mengen absetzbar war. Ausgebildete Forstleute werden ausreichend zur Verfügung stehen, während in den vergangenen Jahren oft auch vordringlicher als die Waldpflege erscheinende Aufgaben nur durch Personalüberlastung erledigt werden konnten; Holzerntemaschinen, die zumindest wesentliche Teile der Durchforstungsmaßnahmen erledigen können, sind auf dem Markt.

Problematischer dürfte es sein, genügend in Planungsmethoden, Fragen der Biometrie und EDV geschultes Personal zu finden und genügend langfristig anzustellen; daß zur Simulation anderer Planungsmethoden auf langjährige ausländische Erfahrungen zurückgegriffen werden kann, wurde unter Abschnitt 3.3 erläutert.

Nicht zu unterschätzen ist ferner das Problem, die erforderlichen Maschinenführer zu rekrutieren und auszubilden. Auch bei den Waldarbeitern, die für die zahlreichen nach wie vor von der Hand durchzuführenden Maßnahmen der Bestandspflege benötigt werden, ist mit Engpässen zu rechnen; es handelt sich nämlich hier um die, abgesehen von einigen Tätigkeiten des Forstschutzes, unbeliebtesten und ergonomisch ungünstigsten Bereiche der Waldarbeit. Dies alles sollten jedoch keine unüberwindlichen Hindernisse sein, die Pflege der Jungbestände sicherzustellen und eine bedeutsame Rohstoff quelle zu nutzen.

Digitale stochastische Simulation ist nur eine Methode der Unternehmensforschung, die dabei eingesetzt werden kann. Sie hat wesentliche Nachteile, etwa gegenüber der linearen und nichtlinearen Programmierung, welche unmittelbar "optimale Lösungen" liefern. Simulationsmodelle haben aber den Vorteil, Systeme jeweils mit der Genauigkeit abzubilden, die erforderlich und von der Datenbasis her möglich ist; die einzelnen Elemente wie das System insgesamt können Zug um Zug genauer aufgeklärt und modelliert werden. Daher dürften Simulationsmodelle zur Erforschung von Problemen der Schwachholzernte selbst dann zunächst angemessen sein, wenn auf längere Sicht eine Optimierung mittels für diese Aufgabe besser geeigneter Modelle angestrebt wird.

Zusammenfassung

Schwachholzerntemaschinen mit mehreren Bearbeitungsfunktionen stellen wegen der Zyklendauer von nur etwa einer Minute, die auf verschiedene Ablaufabschnitte aufzuteilen ist, spezielle Anforderungen an die Methoden des Arbeitsstudiums.

"Konventionelle" Methoden der Datenerfassung werden an Beispielen aus der Literatur beschrieben; meist sind die Ergebnisse mit großen Anteilen unerklärbarer Reststreuung behaftet, die Auswertung mit Hilfe der Regressionsanalyse ist wenig befriedigend.

Daher wird zunächst eine spezielle Aufnahmemethodik vorgestellt, die als modifiziertes Multimomentverfahren bezeichnet wird. Die dabei auftretenden statistischen Fehler, insbesondere Multimoment- und Klassenmittelfehler, werden diskutiert.

Die Ergebnisse der Arbeitsstudien am Schwachholz-Vollernter " Timberjack RW 30 " zeigen jedoch, daß auch eine solche verfeinerte Aufnahmemethode keine vom Bestimmtheitsmaß her befriedigenden Regressionsmodelle erwarten läßt.

Systeme und Modelle werden allgemein besprochen und durch Beispiele aus der Holzernte erläutert. Mathematisch/logische Modelle werden herausgestellt; ein Überblick zur umfangreichen Literatur über die Computersimulation in der Holzernte und angrenzenden Gebieten zeigt verschiedene Vorgehensweisen und Anwendungsmöglichkeiten auf.

Um ein Modell zu entwickeln, sind die wichtigsten auftretenden Verteilungen, ihre statistische Prüfung und die Technik der Generierung zu erörtern. Auf der Basis der Daten aus den Arbeitsstudien wird hierauf ein digitales stochastisches Modell der Erntemaschine RW 30 entworfen (Modellübersicht: Abb. 13, S. 95). Die Abschnitte des Arbeitsablaufes sind als Elemente dargestellt, denen das Attribut Zeitbedarf entsprechend den beobachteten Verteilungen zugeordnet wird. Dabei steht die Bewahrung der stochastischen Natur des Systems im Vordergrund.

Wegen verschiedener Datenprobleme, die nochmals zusammenfassend besprochen werden, mündet der Modellentwurf in Vorschläge zur verbesserten Datenerfassung. Darüberhinaus kann der Modellentwurf als Erklärungs- und Forschungsmodell dienen. Hypothesen zu den unterschiedlichen Verteilungstypen der zyklischen und nichtzyklischen Elemente der Hauptnutzung sowie der Unterbrechungen bieten, wenn sie verifiziert werden können, interessante Möglichkeiten zur Aufnahmemethodik des Arbeitsstudiums. Effektive Experimente und eine Arbeitsgestaltung allerdings werden erst durch eine Realisierung der eigentlichen Computer-Simulation ermöglicht.

Überlegungen zur Anwendung der Simulation auf Probleme der Schwachholzernte in den verschiedenen Hierarchieebenen, von der einzelnen Holzerntemaschine über Bestand - Maschine - Modelle bis hin zum Schwachholzmarkt insgesamt, beschließen die Arbeit.

Literaturverzeichnis

Abkürzungen

FERIC: Forest Engineering Research Institute of Canada.

FMR-X: Canadian Forest Service, Department of Fisheries and Forestry.
Forest Management Institute, Ottawa, Information Report.

INT : U. S. Department of Agriculture. Forest Service. Intermountain Forest and Range Exp. Station. Ogden, Utah.

LRR : Pulp and Paper Research Institute of Canada. Ottawa. Logging Research Report.

NE : U. S. Department of Agriculture. Forest Service. North-Eastern Forest Exp. Station. Upper Darby, Pennsylvania.

PNW : U. S. Department of Agriculture. Forest Service. Pacific Northwest Forest and Range Experiment Station. Portland, Oregon.

ABETZ, P., 1976 : Kann und soll die Standumregulierung in Fichtenbeständen programmiert werden? Erste Erfahrungen mit der Durchforstungshilfe Fi 75.
Der Forst- und Holzwirt. Hannover, 31. Jg., 7, S. 117

ALEMDAG, I.S., HONER, T.G., 1973: Relationships between breast-height and stump diameters for eleven tree species from Eastern and Central Canada. FMR-X-49 (metrische Ausgabe 1977 als FMR-X-49M)

ALMQUIST, A., 1968: A simulation model for feller bunchers. Skogsarbeten. Stockholm. Ekonomi 7.

ALMQUIST, A., 1973: Simulation of logging machines. Skogsarbeten. Stockholm. Reports 9.

ANDERSON, P.O., BERGLUND, H., BÄCKSTRÖM, P.O., 1977: Simulating the operation of planting units. Skogsarbeten. Stockholm. Reports 7.

AUER, C., SOOM, E., ZEHNDER, J., 1951: Untersuchungen über Holzhauerei im Gebirge.
Mitt. der Schweiz. Anstalt für das Forstl. Versuchswesen. Band XXVII. Zürich. S. 76-214.

AULERICH, E.D., 1973: Component interactions in an industrial forest operation.
Planning and decisionmaking as applied to forest harvesting.
Proceedings of a symposion held Sept. 11-12, 1972.
For. Res. Lab. School of For. O.S.U. Covallis.

BARE, B.B, JAYNE, B.A., ANHOLT, B.F., 1976: A simulation-based approach for evaluating logging residue handling systems. U.S.D.A. PNW 45

BARTELHEIMER, P., 1979: Simulation als Hilfsmittel zur Planung und Steuerung von Betriebsabläufen in der Forstwirtschaft. Landwirtschaft - Angewandte Wissenschaft.
Schriftenreihe des Bundesministeriums für Ernährung, Landwirtschaft und Forsten. Heft 220, S. 334-359.

BARTELHEIMER, P., von DROSTE zu HÜLSHOFF, B., 1975: Möglichkeiten der Zusammenarbeit von Forst- und Holzwirtschaft - Eine Modellkonzeption für die Optimierung der Wertschöpfung.
Forschungsberichte der Forstl. Forschungsanstalt München, 25.

BERG, H., SVENSSON, A., 1974: The Kockum 880 feller-buncher.
Skogsarbeten. Stockholm. Teknik 1E.

BERG, H., LINDBERG, T.G., SONDELL, J., 1974: Logging with feller-bunchers.
Skogsarbeten. Stockholm. Reports 9.

BÖHMCKER, W., MARKEL, W., 1975: Der Durchforstungsvollernter Timberjack RW 30 im Probeeinsatz.
Holzzentralblatt. Stuttgart. 101 Jg., S. 1557-1560.

BOMBOSCH, F., 1977: Betriebsuntersuchung zur Durchforstung von Fichtenjungbeständen mit Entasten und Einschneiden durch den Stihl-Sifer-Prozessor 103. Diplomarbeit an der Forstlichen Fakultät der L.M.U. München.

BOYD, J. H., 1973: Evaluation of logging machines: Caterpillar 950 Tree-Length Harvester LRR 53.

BRADLEY, D.P., 1974: A full tree field chipping system simulator using JBM/GPSS. Forest Harvesting Mechanisation and Automation. Proceedings. JUFRO Division 3.

BRADLEY, D.P., WINSAUER, S.A., 1978: Simulated full-tree chipping: modell compares favourable to the real world. Forest Products Journal. Vol. 28, No 10, S. 85-88.

BREDBERG, C.J., 1972: Type stands for the first thinning. Royal college of Forestry. Stockholm. Dept. of operational Efficiency. Research Notes 55.

CORCORAN, T.J., 1973: Timber harvesting system design and equipment leveling through GPSS/360. Transactions of the ASAE, 148-252.

CRAIG, R.J., 1971: An introduction to economical harvest planning by computer simulation. Forest operations in mountainous regions. JUFRO Symposion. Krasnodar, USSR.

Deutscher Forstwirtschaftsrat, 1979: Resolution der Mitgliederversammlung vom 20. September in Kiel.

DYKSTRA, D.P., 1975: Computer simulation analysis of timber harvest landings. Society of American Foresters. System analysis and Forest Resource Management.

1978: Fitting distributions to empirical data for computer simulation experiments. Simulation techniques in Forest Operational Planning and Control. JUFRO Working Party S. 3.04.01, Wageningen. Proceedings, S. 21-28

EFTHYMIOU, P.N., 1976: Systemforschung in der Forstbenutzung. Methodologie der Feasibility - Studie: Kiefernsperrholz aus SW-Deutschland. Institut für Forstbenutzung und Forstliche Arbeitswissenschaft der Universität Freiburg..

EISBACHER, J., 1978: Wie wirkt sich der Einsatz des Stihl-Sifer-Prozessors 103 auf die Leistung und Kosten in der Schwachholzernte aus? Allg. Forstzeitung, Wien. Informationsdienst der Forst. Bundesversuchsanstalt Wien. 175. Folge, März 1978.

EISELE, F.L., 1978: Zur Fichtenschwachholzernte in befahrbaren Mittelgebirgslagen - vergleichende arbeitswirtschaftliche Analysen zu Kurz- und Langaushaltung - Dissertation Göttingen.

ELLENBERGER, H., 1975: Grundlagen der Konstruktion und Auswertung von Simulationsmodellen für die betriebliche Entscheidungsvorbereitung. Dissertation Nr. 581 St. Gallen.

FOLKEMA, M.P., LEGAULT, R., 1976: Evaluation of the logging development corporation processing head, model 421. FERIC. Technical Report 2.

FOLKEMA, M.P., NOVAK, W.P., 1976: Evaluation of Timmins "FELDEL" harvester head. FERIC. Technical Report 5.

GARNER, G.J., 1978: Simulation: a decision making aid for managers. FERIC. Technical Report 30.

GIBSON, D.F., RODENBERG, J.H., 1975: Time study techniques for logging systems analysis. JNT-25.

GOULET, D.V., SIROIS, D.L., IFF, R.H., STUTTS, C.A., BAILEY, M.P., 1978: Harvesting simulation models - an evaluation and review for use in the southern united states.
Simulation techniques in Forest Operational Planning and Control.
JUFRO Working party S 3.04.01 Wageningen.
Proceedings S. 127-136.

GUGLHÖR, W., 1974: Aufnahmeanweisung: Gassendurchforstung mit Timberjack RW 30 im Forstamt Landshut.
Institut für Forstliche Arbeitswissenschaft und Verfahrenstechnik. Unveröffentlicht.

1975: Vorläufige Ergebnisse bei der Anlage von Gassen mit Timberjack RW 30 Vollernter.
Institut für Forstliche Arbeitswissenschaft und Verfahrenstechnik. Unveröffentlicht.

1978a: Neuere Verfahren der Schwachholzernte und Auswirkungen auf Arbeitsvolumen, Erntekosten und Holzmarkt. Holz als Roh- und Werkstoff, 36. Jg., 5, S. 175-186.

1978b: Zur Erstdurchforstung von Nadelholzbeständen aus der Sicht der forstlichen Verfahrenstechnik.
Holzzentralblatt, Stuttgart. 104. Jg., 135, S. 2082.

1978c: Aufarbeitung von Nadelschwachholz mit dem Stihl-Sifer-Prozessor 103 in der Erstdurchforstung.
Institut für Forstliche Arbeitswissenschaft und Verfahrenstechnik. Unveröffentlicht.

1979a: Automatisierung der Datenerfassung bei forstlichen Arbeitsstudien.
Forsttechnische Information. 31. Jg., 4, S. 25.

1979b: Zusammenfassender Bericht über Untersuchungen am GP 822 Durchforstungsprozessor.
Lehrstuhl für Forstliche Arbeitswissenschaft und Verfahrenstechnik. Unveröffentlicht.

GUSTAFSON, M.L., SCHNECK, D.G., 1975: Modeling Harvesting Systems.
Paper presented at the Systems Analysis and Forest Resource Management Workshop, Society of American Foresters, University of Athens, August 11-13, S. 257-270.

GUSTAVSSON, R., 1974: Type stands for cleaning.
Royal College of Forestry. Garpenberg. Dept. of Operational Efficiency. Research Notes 70.

HÄBERLE, S., 1961a: Die repräsentative Ermittlung des Zeitbedarfs als Grundlage einer Herleitung von Verteilzeiten für den Holzeinschlag.
Schriftenreihe der Landesforstverwaltung Baden-Württemberg. Band 12.

1961b: Die Multimomentaufnahme als Hilfsmittel für differenzierte Zeitbedarfsmessungen.
Forstarchiv. Hannover. 32. Jg., S. 73.

1967: Die deduktive Ermittlung von Richtzeiten für die Holzhauerei.
München, Basel, Wien.

HALLER-WEDEL, E., 1969: Das Multimoment-Verfahren in Theorie und Praxis. Statistische Verfahren für Arbeitsstudien. Prüf- und Meßtechnik Band II. 2. Auflage. München.

HEIDERSDORF, E., 1973: Evaluation of new logging machines: Morard limber. LRR 52.

1974: Evaluation of new logging machines: BM VOLVO SM-880 Processor.
LRR 55.

1976: Evaluation of Lajoie "Fiber-Flow" Harvester Head.
FERIC. Technical Report 3.

HERLITZ, A., 1975: Typestands for clear cutting.
Royal college of Forestry. Stockholm. Dept. of Operational Efficiency. Research Notes 81.

HILF, H.H., 1967a: Schöpferische Arbeitsgestaltung.
Informationen und Reflexionen zur Arbeitsentwurflehre von Gerald NADLER und seiner Forderung nach Planung von Wirksystemen. Arbeit und Leistung. 21. Jg., 10, S. 177-196.

1967b: Die Bedeutung von Wirksystemen für die Unternehmung und Gestaltung neuer Arbeitsverfahren im Forstbetrieb.
XIV JUFRO-Kongreß München. Referat VIII, S. 706.

HILF, H.H., 1968: - Zielbewußte Arbeitsgestaltung - Das Entwerfen und Entwickeln von Wirksystemen für neue Aufgaben.
Zeitschrift für Führungskräfte im Arbeitsstudium und im Industrial Engineering.

HÖFLE, H.H., 1967: Die optimale Gestaltung der mechanischen Produktion des Schwachholzes durch die lineare Programmierung.
Dissertation Freiburg.

1975a: Das Systemdenken in der Forstbenutzung.
Allg. Forst- und Jagdzeitung. 146. Jg., 8, S. 143-157.

1975b: Das Systemdenken und seine Anwendung in der Forstwirtschaft.
Schweiz. Zeitschr. für Forstwesen. 126. Jg., 8, S. 603-615.

HOOL, J.N., BUSELL, W.H., LEPPERT, A.M., HARMON, G.R., 1972: Pulpwood Produciton Systems Analysis - a simulation approach.
Journal of Forestry, April 1972. S. 214-215.

HRADETZKY, J., 1978: Das Bestimmtheitsmaß. Kritische Bemerkungen zu seiner Anwendung im forstlichen Versuchswesen.
Forstw. Centralblatt. Hamburg und Berlin. 97. Jg., S. 168-181.

HRADETZKY, J., WOLF, E., 1975: Simulation diskreter Prozesse - Simulation Holzhof
Holzzentralblatt. Stuttgart. 101. Jg., 119, S. 1538.

JACKE, H., 1980: Zur Technik der Regressionsrechnung bei der Analyse forstlicher Arbeitszeitstudiendaten.
Dissertation Göttingen.

JOHANSSON, A., 1975: Simulation of the G1 thinning machine.
Skogsarbeten. Stockholm. Reports 1.

JOHNSON, L.R., GOCHENOUR, D.L., BILLER, C.J., 1972: Simulation analysis of timber harvesting systems.
Am. Ass. Ind. Eng. 23. Annual Conference. Proceedings. S. 353-361.

KENNEY, R.P., 1973: Small-tree harvester tested in Eastern Canada sofwood operation. Can.Forest Industries. Dezember 1973. S. 42.

KINDERMANN, K., 1976: Berechnung von Reservekapazitäten mit Hilfe von Poisson-Verteilungen. Beiträge für die Forstwirtschaft, 2, S. 88-90.

KLOOS, V., 1979: Betriebsuntersuchungen über den Kockums GP 822 Durchforstungsprozessor. Diplomarbeit an der Forstlichen Fakultät der L.M.U. München.

KUNERT, G., 1975: Arbeitszeitstudie und Kennzahlenermittlung der Forstarbeit. Berlin.

KYNAST, R., 1972: Ein Modellexperiment für die Simulation der Holznutzung. Diss. Freiburg 1977.

LA BASTIDE, J.G.A., BOL, M., 1969: Die Simulation als Hilfsmittel für forstliche Forschungsarbeiten. Forstarchiv. Hannover. 40. Jg., 1, S. 7-11

LANDSCHÜTZ, W., 1968: Zur Frage der Erstellung von Leistungstafeln auf arbeitswissenschaftlicher und mathematisch-statistischer Grundlage. Diss. Hamburg.

1969: Das Wirkungsgefüge zwischen Teilzeiten und Gesamtzeiten, dargestellt an der Aufarbeitung von Langnutzholz in Fichte, Kiefer und Buche mit der Einmannmotorsäge. Forstarchiv, Hannover. 40. Jg., 9, S. 166-171.

LEDAUX, C.B., 1975: Simulation of a helicopter yarding System in Oldgrowth Forest Stands. M.sc. thesis Oregon State University, Corvallis.

LEGAULT, R., 1976: Evaluation of Koehring Feller-Forwarder, Model KFF. FERIC. Technical report 7.

LÖFFLER, H., 1979: Holzernte und Verfahrenskunde.
Unveröffentlichtes Skriptum.

MARTIN, A.J., 1975: T-H-A-T-S: Timber harvesting and transport simulator.
NE Research Paper 316.

MCMORLAND, B., 1980: Non-Shearing Felling Heads.
FERIC Technical Note 34.

MENG, W., STOLL, H.-P., 1975: Erste Ergebnisse aus Versuchseinsätzen mit dem Timberjack Durchforstungsvollernter RW 30.
Forsttechnische Informationen. 26. Jg., 1, S. 5.

MOBERG, L., NILSSON, P.O., 1971: Boom-activity times of some logging machines.
Skogsarbeten. Stockholm. Report 4.

NADLER, G., 1969: Arbeitsgestaltung - zukunftsbewußt.
Entwerfen und Entwicklen von Wirksystemen.
Herausgegeben und mit einer Einführung versehen von H.H. Hilf. München.

NAGEL, D., 1971: Warteschlangenmodelle als Hilfsmittel zur Bestimmung der Kapazität und Auslastung von Maschinen.
Allg. Forstzeitschrift. München. 26. Jg., 6, S. 102.

NEWMAN, L.C., 1975: Direct Loading with the Koehring Harvester - A simulation modell.
FMR-X-83.

NEWNHAM, R.M., 1966: A simulation model für studying the effect of stand structure on harvesting pattern.
Forest Chron. 42. S. 39-44.

1967: A progress report on the simulation model for pulpwood harvesting machines.
FMW-X-6.

1968: The generation of artificial populations of points (special pattern) on a plane.
FMR-X-10.

1970: Productivity of harvesting machines designed for thinning: Estimation by simulation.
FMR-X-25.

NEWNHAM, R.M., 1971: CANLOG, the new CFS harvesting machine simulator.
Pulp an Paper Magazine of Canada.
March 1971, S. 107-112.

1972: Simulation techniques and their possible application to forest harvesting in Canada.
Planning and decisionmaking as applied to forest harvesting systems.
Proceedings of a symposion held Sept. 11-12, 1972.
For Res. Lab. School of For. O.S.U. Corvallis.

1975: LOGPLAN - a model for planning logging operations.
FMR-X-77.

1979: Simulation als Hilfsmittel bei der Entwicklung von Maschinen und Verfahren in der Forstwirtschaft.
Landwirtschaft - Angewandte Wissenschaft.
Schriftenreihe des Bundesministeriums für Ernährung, Landwirtschaft und Forsten, Heft 220, S. 307-333.

NEWNHAM, R.M., MALOLEY, G.R., 1970: The generation of hypothetical forest stands for use in simulation.
FMR-X-26.

NEWNHAM, R.M., SJUNNESON, S., 1969: A FORTRAN program to simulate harvesting machines for mechanized thinning.
FMR-X-23.

NIEMANN, U., 1976: Die Eignung der Regressionsanalyse zur Aktualisierung von Sortentarifen.
Forstarchiv. Hannover. 47. Jg., 9, S. 191.

NIEMEYER, G., 1973: System simulation. Frankfurt a. Main.

PLOCHMANN, R., RAEDER-ROITZSCH, E., 1974: Technik in der Forstwirtschaft.
Teil IV Moderne Holzerntesysteme.
München. INTERFORST.

ORGEL, R.: Spezielle Verteilungen.
Diplomarbeit an der mathematischen Fakultät der L.M.U. München.

POWELL, L.H., 1971a: Evaluating logging-machine prototypes.
TREND No. 18.

POWELL, L.H., 1971b: Evaluation logging-machine prototypes. Timberjack tree length Harvester. Pulp and Paper Research Inst. of Canada. Woodlands Report 38.

1972: Evaluation of logging machines: Logma T-310 Limber Buncher. LRR 46.

1973: Evaluation of new logging machines: Warner & Swasey FB-522 Feller Buncher. LRR 56.

1974a: Evaluation of new logging machines: Tanguay tree length harvester. LRR 50.

1974b: Evaluation of new logging machines: Caterpillar 950 Tree-length Harvester. Supplementary study. LRR 54.

1974c: Evaluation of new logging machines: Arbomatik Roughwood Processor. LRR 58.

1974d: Evaluation of new logging machines: Timberjack RW 30 Tree-length Harvester. LRR 60.

1975: Evaluation of new logging machines: Forano BJ 20 Feller-Buncher. LRR 62.

POWELL, L.H., JEAN, G.S., 1979: Trial of ÖSA 670 Feller Buncher and ÖSA 705 Processor in British Columbia. FERIC Technical Report 31.

PREUSSNER, K., 1976: Neue Durchmesserverteilungstabellen für Fichtenreinbestände auf der Grundlage eines stochastischen Modells. Beiträge für die Forstwirtschaft, 2, S. 93.

PRODAN, M., 1961 Forstliche Biometrie. München, Bonn, Wien.

RAJAGOPAL, R., 1975: System simulation in forest engineering. ASAE Paper No. 75-1510.

REFA-Verband für Arbeitsstudien, 1971: Methodenlehre des Arbeitsstudiums.
Teil 1: Grundlagen. Teil 2: Datenermittlung.
München.

REFA-Fachausschuß Forstwirtschaft und Kuratorium für Waldarbeit und Forsttechnik, 1976: Anleitung für forstliche Arbeitsstudien.
Darmstadt.

REHSCHUH, D., 1958: Die Anwendung der Multimomentaufnahme im Forstbetrieb.
Der Forst- und Holzwirt. Hannover. 13. Jg., 12, S. 224-227.

RIEGER, G., 1979: Ergebnisse von Arbeitsstudien bei der Aufarbeitung von Kiefern-Schwachholz mit dem Prozessor GP 822 und Rücken mit Tragschlepper Ödbjörn.
Forstl. Versuchs- und Forschungsanstalt Baden-Württemberg. Abt. Arbeitswissenschaft und Forstbenutzung. Int. Versuchsbericht 8.

ROUTHIER, J.G., 1974: A simulation model for the analysis of pulpwood and sawlog Trucking.
LRR 57.

SACHS, L., 1978: Angewandte Statistik.
Berlin, Heidelberg, New York.

SARNA, P., CORCORAN, J., 1973: Simulating large scale harvesting systems - a tool for operations planning and budgetary decisions.
JUFRO Planning systems and control conference. Freiburg.

SCHMID-HAAS, P., 1976: Forschung mit Modellen.
Festschrift A. Kurt. Beiheft zu den Zts. des Schweiz. Forstvereins.

SCHMIDT, A., 1967: Der rechnerische Ausgleich von Bestandshöhenkurven.
Forstwissenschaftliches Centralblatt. Hamgurg. 86. Jg., 6, S. 370-382.

SCHNAUBER, H., 1979: Arbeitswissenschaft.
Braunschweig. Wiesbaden.

SCHÖPFER, W., 1968: Unternehmensforschung in der Forstwirtschaft.
Allg. Forstzeitschrift München. 23. Jg., 2/3, S. 19-21 und 36-39.

1971: Forstliche Unternehmensforschung.
Allg. Forstzeitschrift. München. 26. Jg., 6, S. 99.

SCOTT, H., 1973: Work measurement: Observed time to standard time.
Work study in Forestry. Forestry Commission Bulletin 47. London.

SEPPÄLÄ, R., 1971: Simulation of timber-harvesting systems.
Folia Forestalia 125. Helsinki.

SILVERSIDES, C.R., 1971: Research requirements in the intensification of mechanisation of the timber harvesting.
JUFRO-Kongreß 1971.

SINNER, H.U., 1973: Simulating Skyline Yarding in Thinning Young Forests
JUFRO Planning systems and control conference. Freiburg.

SONDELL, J., 1971a: The Bofors Feller-buncher. Productivity analysis.
Skogsarbeten. Stockholm. Reports 6.

1971b: The Drott feller buncher. Productivity analysis.
Skogsarbeten. Stockholm. Reports 8.

1974: Thinning with Harvesters.
Skogsarbeten. Stockholm. Ekonomi 4 E.

SONDELL, J., SVENSSON, A., 1975: ÖSA 670 Feller buncher
Skogsarbeten. Stockholm. Teknik 1 E.

SJUNNESON, S., 1970: An example of simulation as a tool for analysis of man-machine systems for thinning.
Royal college of Forestry. Stockholm.
Dept. of operational efficiency.
Research Notes 42.

SJUNNESON, S., SANTESSON, M., 1972: Simulation model for thinning machines.
Royal College for Forestry. Stockholm. Inst. f. Skogstechnik.
Reports 49.

SPIECKER, H., 1974: Die Simulation als Entscheidungshilfe in der Forstlichen Planung.
Dissertation Freiburg.

STACKELBERG, S., von, 1968: Die Koordinierung von Arbeiten. Übergangsformen beim Ausführen kurzer Tätigkeiten mit Beispielen aus Schmalfilmaufnahmen bei der Waldarbeit.
Forstarchiv. Hannover. 39. Jg., 4, S. 82-86.

STEINLIN, H., 1955: Zur Methodik von Feldversuchen im Hauungsbetrieb.
Mitt. der Schweiz. Anst. f. d. Forst. Versuchswesen. Zürich. 1955.

STERBA, H., 1976: Alternativen zur Sortentafel.
Allgemeine Forstzeitung. Wien. 87. Jg., 11, S. 347-349.

STREHLKE, E.G., 1929: Die Methodik des Sägeversuchs.
Dissertation Eberswalde.

TIMINGER, J., 1971: Arbeitsuntersuchungen bei der Seilbringung in Nadelholzhieben oberbayerischer Gebirgsforstämter.
Forschungsberichte der Forstlichen Forschungsanstalt München. 33.

WARKOTSCH, W., 1977: Entscheidungshilfen zur Planung von Holzerntemaßnahmen - dargestellt am Beispiel des bäuerlichen Kleinprivatwaldes im Landkreis Rosenheim.
Forschungsberichte der Forstlichen Forschungsanstalt München. 33.

WEBER, E., 1967: Grundriß der biologischen Statistik. 6. Auflage.
Stuttgart.

WITTERING, W.D., 1973: Method study: recording and examining the facts.
Work study in Forestry. Forestry Commission Bulletin 47. London.

WOLF, E., 1978: Versuchsbericht Melroe Bobcat M 74-Fällmaschine.
FVFA Freiburg, Abt. Arbeitswirtschaft und Forstnutzung. Int. Mitteilung 1978/3.

ZÖHRER, F., 1970: Das Computerprogramm BETKLA zum Ausgleich von Stammzahl-Durchmesserverteilungen oder beliebigen anderen Häufigkeitsverteilungen.
Mitt. der Bundesforschungsanstalt für Forst- und Holzwirtschaft. Reinbek. No. 76.

Verzeichnis der Anlagen

Anlage 1: Technische Daten des RW 30

Anlage 2a: Ablaufabschnitte beim Teilablauf Fällen Version "Prozeßzeit"

Anlage 2b: Ablaufabschnitte beim Teilablauf Bearbeiten Version "Prozeßzeit"

Anlage 3: Ablaufabschnitte der vereinfachten Multimoment-aufnahme

Anlage 4: Gliederung der Einsatzstunden

Anlage 5: Generieren von Zufallszahlen gegebener Verteilung. Programmierbeispiele in BASIC

Anlage 6: χ^2-Test zur Prüfung der Häufigkeiten auf Normal-verteilung (nach SACHS, 1978, S. 252)

Anlage 7: Beispiele für Verteilungstypen bei Störungen

Anlage 8: Numerisches Beispiel: Zusammenstellung der drei Beispiels-Zyklen

Anlage 1: T e c h n i s c h e D a t e n
des Timberjack Rohschaft-Vollernters (Stand 1974)

Fahrgestell und Aufbau:	Länge in Straßenfahrt-Stellung	8,38 Meter
	Breite	2,81 Meter
	Höhe	3,38 Meter
	Bodenfreiheit	0,56 Meter
	Radstand	3,35 Meter
	Spurweite	2,18 Meter
Gesamtgewicht:	12 Tonnen	
Motor:	3-Zylinder Diesel, 84 DIN-PS	
Fällkopf:	3,61 Meter langer Ausleger mit einem Schwenkwinkel von 35° beiderseits, ermöglicht Arbeitsbreite von 4,27 Meter. Maximaler Durchmesser für die Fällschere: 30,5 cm.	
Aufarbeitungseinheit:	Entastungslänge 10,06 Meter. Messereinteilung mit einem starren und 4 beweglichen Messern. Maximaler Durchmesser für Abzopf-Schere: 25 cm.	
Sammelwanne:	Kapazität: 2,3 Tonnen Seitlich abkippbar.	

Anlage 2a: Ablaufabschnitte beim Teilablauf Fällen
Version "Prozeßzeit"

Rüsten

Sachlich bedingte Verteilzeit, ohne Freimachen der Werkzeuge von Rinde und Ästen

Persönlich (durch den Fahrer) bedingte Verteilzeit

Fahren im Bestand zum nächsten Baum; wenn längere Fahrt
Bemerkung mit geschätzter Entfernung
Störung beim Fahren

Positionieren des Auslegers am Stamm
Störung hierbei

Fällen (bis der Stamm abgetrennt ist)
Störung hierbei

Einlegen des Stammes in Bearbeitungseinheit
Störung hierbei

Allgemeine Störung

Beseitigung von unverwertbaren Bäumen
Störung hierbei

Beseitigen von Rinde oder Ästen

Reparaturen

Nicht auswertbar

Bezugsmaße: Baum-Nummer (ersatzweise BHD)
Anzahl unverwertbarer Bäume, die beseitigt wurden

Anlage 2b: Ablaufabschnitte beim Teilablauf Bearbeiten
Version "Prozeßzeit"

Rüsten

Verteilzeiten, sachlich bedingt

Verteilzeiten, persönlich bedingt

Entasten; bei mehrfachem Entastungsdurchgang jeden Rücklauf des Messerkopfes in m vortragen

Störung hierbei

Abzopfen

Störung hierbei

Abwerfen des Stammes in die Sammelwanne

Störung hierbei

Lastfahrt zum Polterplatz; Entfernung unter Bemerkung angeben

Störung hierbei

Abwerfen der Last am Polterplatz

Störung hierbei

Fahrt während eines anderen Ablaufabschnittes

Freimachen der Aufarbeitungswerkzeuge von Rinde und Ästen

Allgemeine Störzeiten

Reparaturen

Nicht auswertbare Zeiten (versuchsbedingte Unterbrechungen)

Bezugsmaße: Baum-Nummer (ersatzweise BHD)
Rücklauf des Entastungskopfes in Meter (geschätzt) je Rücklauf
Erntelänge, in Meter geschätzt
Zopf

Anlage 3: Ablaufabschnitte der vereinfachten Multimomentaufnahme

Rüsten

Verteilzeiten, sachlich bedingt

Verteilzeiten, persönlich bedingt

Fahren
Störung beim Fahren

Fällen
Störung beim Fällen

Bearbeiten
Störung beim Bearbeiten

Fahrt zum Abladen
Störung bei der Fahrt

Abladen auf Polter
Störung beim Abladen

Freimachen der Maschine von Ästen, Rindenfetzen

Allgemeine Störung

Reparatur

Beseitigung von unverwertbaren Bäumen
Störung beim Beseitigen

Nicht auswertbar

Bezugsmaße: Baum-Nummer (ersatzweise BHD)

Stunden (h) und Minuten (min)

Datum	Einsatzstunden	Versuchsbedingtes Unterbrechen	Nutzungsstunden	Nutzungsgrad 4:(2-3)	Hauptnutzung	% von 3	Umsetzen (Gasse und Bestand)	Rüst.+ Wart.+ Pflege	Freim. d. Entastungskopfes	Unterbrechung der Nutzung Sa 3+10+11+12	ablaufbedingt	störungsbedingt	erholungsbedingt
1	2	3	4		5		6	7	8	9	10	11	12
11.11.74	5	4 min	4 h 37	94	3 h 21	= 73 %	30 min	27 min	19 min	19 min	9	1	5
12.11.	8	1 h 15	6 h 05	90	5 h 05	= 84 %	15	34	11	1 h 33	17	1	--
13.11.	8	1 h 04	5 h 54	85	5 h 03	= 86 %	13	28	10	1 h 32	12	1	15
14.11.	8	1 h 09	4 h 45	69	3 h 50	= 81 %	5	33	17	1 h 41	--	7	25
15.11.	7	7 min	5 h 02	75	3 h 37	= 72 %	13	29	43	1 h 12	9	39	17
18.11.	7	9 min	5 h 50	85	4 h 50	= 83 %	9	36	15	54	10	9	26
19.11.	8	1 h	5 h 48	83	3 h 29	= 60 %	36	43	60	1 h 40	23	--	17
20.11.	8	1 h	4 h 06	59	3 h 10	= 77 %	28	8	20	2 h 03	19	12	32
21.11.	8	37 min	6 h 08	83	4 h 10	= 68 %	16	1 h 11	31	1 h 21	17	--	27
22.11.	7	57 min	5 h 30	91	3 h 22	= 61 %	1 h 04	30	34	1 h 41	17	8	19
26.11.	8	1 h	6 h 03	86	3 h 42	= 61 %	2	1 h 09	1 h 10	1 h 42	25	8	9
27.11.	8	1 h	6 h 09	88	4 h 04	= 66 %	11	37	1 h 17	1 h 31	22	--	9
28.11.	4	10 min	3 h 18	86	1 h 48	= 55 %	32	20	38	30	--	20	--
Σ	94	9 h 32	69 h 15	--	49 h 31	= --	4 h 34	7 h 45	7 h 25	17 h 39	3 h	1 h 46	3 h 21
$\bar{x}$	7,23	44	5 h 19	82,5	3 h 48	71,5 %	0 h 21	0 h 36	0 h 34		0 h 14	0 h 8	0 h 15
% von 4		(13,77)	100		71,5		6,59	11,19	10,71	(25,49)	(4,33)	(2,55)	(4,84)

Anlage 5: Generieren von Zufallszahlen gegebener Verteilung
Programmbeispiele in BASIC

a) Poissonverteilung

```
10 DEF FNP(X)
20 REM GENERIERUNG EINER POISSONVERTEILUNG
30 REM Y:GLEICHVERTEILTE ZUFALLSZAHL
40 REM X:EXPONENTIALVERTEILTE ZUFALLSZAHL
50 REM L(LAMBDA) UND T(ZEITINTERVALL) IM HAUPTPROGR.EINGEGEBEN
60 REM P=ANZAHL DER EREIGNISSE PRO ZEITEINHEIT NACH DER POISSON-VERT.
70 P=Z=0
80 Y=RND(0.123456789)
90 X=(-1/L)*LOG(1-Y)
100 Z=Z+X
105 IF Z>T THEN 130
110 P=P+1
120 GOTO 80
130 RETURN
140 END
```

b) Häufigkeiten nach Tabelle

```
10 DEF FN1(X)
20 REM HAEUFIGKEITEN NACH TABELLE
30 REM HAEUFIGKEITEN PRO KLASSE IN %(P(N))
40 REM UND ANZAHL DER KLASSEN(K3) EINGEGEBEN
50 REM X=KLASSEN-NR., KLEINSTE KLASSE IST 1
60 P9=0
70 Y=RND(0.123456789)
80 FOR N=1 TO K3
90 P9=P9+P[N]
100 IF Y<P9 THEN 120
110 NEXT N
120 X=N
130 RETURN
140 END
```

noch Anlage 5

c) Normalverteilung

```
10 DIM A$[20]
20 PRINT "GENERIEREN NORMALVERTEILTER ZUFALLSZAHLEN"
30 DISP "ELEMENT=";
40 INPUT A$
50 PRINT A$
60 DISP "START-ZAHL ZUFALLSZAHLEN=";
70 INPUT X1
80 PRINT "START ZUFALLSZAHL=";X1
90 Y=RND(X1)
100 DISP "MITTELWERT(X5)=";
110 INPUT X5
120 PRINT "MITTELWERT:";X5;
130 DISP "STANDARDABWEICHUNG (S1) =";
140 INPUT S1
150 PRINT "STANDARDABWEICHUNG:"S1
160 FOR K=1 TO 5
170 D=99999
180 Y=0
190 FOR N=1 TO 12
200 Y=Y+RND(0)
210 NEXT N
220 D=(Y-6)*S1+X5
230 PRINT D;
240 NEXT K
250 END
```

Anlage 6 : χ^2-Test zur Prüfung der Häufigkeiten auf Normal-Verteilung (nach SACHS, 1978, S. 252)

[5] Entasten

Klassenmittel (x) Minuten	$z = \left\lvert \frac{x-\bar{x}}{s} \right\rvert$	f (z)	f (z) * K berechnete Häufigkeit	Beobachtete Häufigkeit	χ^2
0,0	3,1200	0,0031	2	2	
0,1	2,2795	0,0297	15	2	0,2831
0,2	1,4391	0,1416	71	82	0,2027
0,3	0,5986	0,3335	168	189	0,7387
0,4	0,2419	0,3874	194	187	0,0821
0,5	1,0824	0,2226	111	92	0,6047
0,6	1,9228	0,0628	32	29	0,0151
0,7	2,7633	0,0088	4	9	
0,8	3,6038	0,0006	0,3	0	0,0603
0,9	4,4443		0	1	

$\chi^2 = 1,9866$

K = 501,77 $\bar{x}$ = 0,37122 s = 0,11898 n = 597

FG= 4; ^{2} Tafelwert bei p = 0,10 = 7,78

Anlage 7: Beispiele für Verteilungstypen bei Störungen

a) geringe Störanfälligkeit, wenige und kurze Störungen:

Poisson-Verteilung für alle Zyklen (0 bedeutet: keine Störung)

Störung beim Positionieren [13] : Poisson-Verteilung mit $\lambda = 0{,}017$

Multimoment-Intervalle	0	1	2
Beobachtete Häufigkeit	588	8	1
Berechnete Häufigkeit	587	10	-

Störung beim Abzopfen [17] : Poisson-Verteilung mit $\lambda = 0{,}012$

Multimoment-Intervalle	0	1	2
Beobachtete Häufigkeit	591	5	1
Berechnete Häufigkeit	590	7	0

b) größere Störanfälligkeit, aber geringe Dauer im Einzelfall:

Poisson-Verteilung der Dauer in den Zyklen, wo eine Störung auftrat, also ohne 0-Werte. Die berechneten 0-Werte sind zur Klasse "1 Intervall" geschlagen.

Störung beim Einlegen [15] , einschließlich "Ausreißer" von [4]
Poisson-Verteilung mit $\lambda = 2{,}17$

Dauer (Intervalle)	1	2	3	4	5	6
Beobachtete Häufigkeit	20	16	8	4	3	1
Berechnete Häufigkeit	19	14	10	5	2	1

noch Anlage 7

Störung beim Asten [15] , einschließlich "Ausreißer" von [5]
Poisson-Verteilung mit $\lambda = 2{,}30$

Dauer (Intervalle)	1	2	3	4	5	6
Beobachtete Häufigkeit	9	6	3	3	1	1
Berechnete Häufigkeit	8	6	5	3	1	0,5

Störung beim Abrollen [18] , einschließlich "Ausreißer" von 7
Poisson-Verteilung mit $\lambda = 2{,}22$

Dauer (Intervalle)	1	2	3	4	5
Beobachtete Häufigkeit	10	5	3	3	2
Berechnete Häufigkeit	8	6	5	3	1

Anlage 8: Zusammenstellung der drei Beispiels-Zyklen
(Erläuterung der Generierung im Text)

Element	Baum-Nr.	1	2	3
1	BHD (cm)	18	10	14
	Erntelänge (m)	12,0	5,7	11,6
	Zopf (cm)	10	7	7
	Volumen (m^3 o.R.)	0,1833	0,0181	0,0770
2	Positionieren	0,035	0,105	0,239
3	Fällen	0,080	0,107	0,093
4	Einlegen	0,114	0,094	0,226
5	Asten	0,249	0,391	0,372
6	Abzopfen	0,083	0,036	0,021
7	Abrollen	0,171	0,079	0,072
8	Fahren	0	0,100	0,100
9	Rücklauf des Asters	0	0,100	0
10	Beseitigen	0	0,400	0
11	Lastfahrt	0	0	0
12	Poltern	0	0	0
	Störung beim			
13	Positionieren	0	0	0
14	Fällen	0	0	0
15	Einlegen	0	0	0,200
16	Asten	0	0	0
17	Abzopfen	0	0	0
18	Abrollen	0	0	0
19	Fahren	0	0	0
20	Beseitigen	0	0	0
21	Lastfahrt	0	0	0
22	Poltern	0	0	0
23	Allgemeine Störungen	0	0	0
24	Freimachen Aster	0	0	0
25	Verteilzeit sachlich	0	0	0
26	Verteilzeit persönlich	0	0	0

Lebenslauf von Wolf Guglhör

Geboren am 14.10.1944 in Salzberg, Kreis Berchtesgaden, als Sohn des Forstmeisters Josef Guglhör und seiner Ehefrau Hella Guglhör, geb. Hellwig.

Volksschule 1950 Unterstein bei Berchtesgaden
1950-1954 Ebrach im Steigerwald

Gymnasium 1954-1955 Altes Gymnasium in Bamberg
1955-1963 Karlsgymnasium in Bad Reichenhall

Wehrdienst 1963-1965

Praktikum 1965/1966

Studium der Forstwissenschaft 1966-1970 an der Universität München

Referendarzeit 1970-1972 beim Forstamt Burghausen, Oberforstdirektion Würzburg und Oberforstdirektion Regensburg.

Forstmeister o.R. 1973 beim Forstamt Schernfeld

seit Mai 1973 Mitarbeiter beim Institut für Forstliche Arbeitswissenschaft und Verfahrenstechnik: Bis Februar 1975 als wissenschaftlicher Assistent der Universität München, bis August 1979 als Forstmeister/Forstrat der Forstlichen Versuchsanstalt, seither abgeordnet zur Universität München.

Verheiratet seit 1977 mit Sonja Guglhör, geb. Raster; 2 Kinder.